

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

POLITIQUE MONÉTAIRE, TAUX D'INFLATION DE LONG TERME ET
INDÉTERMINATION DANS UN MODÈLE NÉO-KEYNÉSIEEN AVEC
RIGIDITÉ DES SALAIRES ET DES PRIX

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

LORENZO TESSIER-MOREAU

JANVIER 2017

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Ce mémoire de recherche n'aurait pas été possible sans l'apport et le support des gens qui m'ont entourés durant les deux années de ma maîtrise. Tout d'abord, je tiens à remercier sincèrement mon directeur de recherche Louis Phaneuf pour son précieux support et sa grande disponibilité, mais aussi pour sa passion contagieuse pour la recherche en macroéconomie. Votre curiosité intellectuelle et votre dévotion à l'avancement de la connaissance sont source d'inspiration pour moi. Je tiens aussi à remercier Jean-Gardy Victor pour son aide précieuse avec l'implantation des programmes de simulation des modèles et pour les discussions de recherche que nous avons partagés. Je te souhaite une très fructueuse carrière académique.

Ce mémoire n'aurait pas été possible sans le support des gens qui m'ont entourés. En particulier, celle avec qui je partage ma vie et mon quotidien : Masarah. Merci d'avoir cru en moi, de m'avoir supporté et enduré pendant mes marathons et mes sprints de travail. Je tiens aussi à remercier ma famille, plus particulièrement ma mère et mon père, qui ont souffert de ne pas avoir pu me voir plus souvent durant ces deux années. Merci aussi de vous être intéressés à mes travaux, bien que le sujet ne soit pas nécessairement facile d'approche.

Finalement, j'aimerais remercier l'ensemble du personnel enseignant et de support du département d'économie de l'UQAM pour la qualité de l'enseignement qu'ils m'ont prodigué et le professionnalisme dont ils ont fait preuve.

Je prends l'entière responsabilité pour toutes les erreurs restantes.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES TABLEAUX	viii
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	ix
RÉSUMÉ	x
ABSTRACT	xi
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
DÉFINITION DE LA PROBLÉMATIQUE	7
1.1 La Grande Modération	7
1.2 Politique monétaire et indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles	9
CHAPITRE II	
REVUE DE LITTÉRATURE	12
2.1 Historique	12
2.2 Règle de Taylor comme cadre d'analyse	13
2.3 Littérature concernant les impacts du taux d'inflation de long terme .	16
2.4 Taux d'inflation de long terme et l'équilibre des anticipations rationnelles	17
2.5 Taux d'inflation de long terme et Grande Modération	22
CHAPITRE III	
MODÈLE	27
3.1 Biens et main d'œuvre agrégée	27
3.2 Ménages	28
3.3 Firmes	32
3.4 Politique monétaire	34

CHAPITRE IV	
CALIBRATION	37
CHAPITRE V	
RÈGLE DE TAYLOR ET TAUX D'INFLATION TENDANCIEL	41
5.1 Réponse à l'écart entre le taux d'inflation et sa cible	42
5.2 Réponse à l'écart entre le taux de croissance du PIB et sa cible de long terme	46
5.3 Réponse à l'écart entre le PIB et sa cible en niveau : « output gap » .	49
5.4 Coefficient de lissage du taux d'intérêt	56
5.5 Formulations alternatives de la règle de Taylor complète et compari- son avec la littérature	59
5.6 Sommaire des résultats	62
CHAPITRE VI	
EFFET DES INGRÉDIENTS THÉORIQUES SUR LA ZONE D'INDÉ- TERMINATION	64
6.1 Main-d'œuvre spécifique aux firmes	64
6.2 Salaires rigides	65
6.3 Croissance déterministe de la technologie neutre et de la technologie spécifique à l'investissement	67
6.4 Production et rigidités réelles	71
6.5 Fonction d'utilité	75
6.6 Sommaire des résultats	77
CHAPITRE VII	
IMPLICATIONS POUR L'ANALYSE DE LA GRANDE MODÉRATION	78
7.1 Approche d'estimation	81
7.2 Résultats des estimations	83
7.3 Impacts sur l'indétermination dans le modèle DSGE	85
7.4 Sommaire des résultats	92
CONCLUSION	94

ANNEXE A	
MÉTHODOLOGIE BOOTSTRAP	97
ANNEXE B	
RÉSULTATS DES EXERCICES CONTRE-FACTUELS	99
BIBLIOGRAPHIE	100

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
1.1 Grande Modération : Composante cyclique du PIB réel et du niveau des prix HP filtré de 1960 à 2007	8
5.1 Équilibre des anticipations rationnelles et réponse aux écarts du taux d'inflation	44
5.2 Équilibre des anticipations rationnelles et réponse à l'« output growth »	47
5.3 Effet de la réponse à l'« output growth » et aux écarts de l'inflation, comparaison avec Coibion et Gorodnichenko (2011)	48
5.4 Équilibre des anticipations rationnelles et réponse à l'« output gap »	51
5.5 Effet de la réponse à l'« output gap » et aux écarts de l'inflation, comparaison avec Coibion et Gorodnichenko (2011)	53
5.6 Effet du coefficient de lissage du taux d'intérêt directeur	57
5.7 Effet du coefficient de lissage du taux d'intérêt directeur et de la réponse aux écarts de l'inflation, comparaison avec Coibion et Gorodnichenko (2011)	58
5.8 Réponse nécessaire aux écarts entre l'inflation et sa cible pour des calibrations estimées dans la littérature	62
6.1 Indétermination et salaires rigides, réponse aux écarts du taux d'inflation seulement	66
6.2 Indétermination et croissance déterministe, réponse aux écarts du taux d'inflation seulement	68
6.3 Indétermination et variations du taux de croissance du PIB, réponse aux écarts du taux d'inflation seulement	69

6.4	Indétermination et structure de production : services du capital et rigidités réelles, réponse aux écarts du taux d'inflation seulement .	72
6.5	Indétermination et structure de production : intrants intermédiaires et services du capital, réponse aux écarts du taux d'inflation seulement	74
6.6	Indétermination et fonction d'utilité : habitudes de consommation et élasticité de l'offre de travail, réponse aux écarts du taux d'inflation seulement	76

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Volatilité de la composante cyclique des principales variables entre 1960-1978 et 1983-2007	7
4.1 Comparatif des ingrédients théoriques présents dans le modèle de Coibion et Gorodnichenko (2011) et dans le modèle de référence. .	40
5.1 Valeurs des paramètres de la règle de Taylor estimées dans la littérature.	60
7.1 Moyennes sous-échantillonales servant à l'estimation de la règle de Taylor et à la calibration du modèle	80
7.2 Règles de Taylor estimées, période pré-Volcker : 1960 :Q1 à 1978 :Q4 et post-Volcker : 1983 :Q1 à 2007 :Q4	84
7.3 Impact des fonctions de réaction estimées sur l'équilibre des anticipations rationnelles, coefficients ponctuels et distributions simulées	87
B.1 Grande Modération et indétermination, exercices contre-factuels .	99

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

DSGE	Équilibre général dynamique stochastique (Abréviation anglaise)
I.É	Indétermination de l'équilibre
É.D	Équilibre déterminé
RC	Règle complète
RS	Règle simple
HP	Hodrick et Prescott
PIB	Produit intérieur brut (réel)
TFP	Productivité globale des facteurs (Abréviation anglaise)
IST	Technologie spécifique à l'investissement (Abréviation anglaise)
MEI	Efficacité marginale de l'investissement (Abréviation anglaise)
ZLB	Borne inférieure à zéro (Abréviation anglaise)
BEA	Bureau of economic analysis

RÉSUMÉ

Nous utilisons un modèle d'équilibre général dynamique stochastique d'échelle moyenne dans l'esprit de Christiano Eichenbaum et Evans (2005) afin d'évaluer les impacts sur l'équilibre des anticipations rationnelles de différentes calibrations de la fonction de réaction de la politique monétaire pour des taux d'inflation tendanciel variant entre 0 et 7 %. Notre modèle confirme la relation positive entre le taux d'inflation de long terme et la prévalence de l'indétermination de l'équilibre observée dans la littérature. Ce résultat repose principalement sur le niveau de rigidité des salaires, les rigidités réelles et sur le taux de croissance déterministe du PIB réel. Nous trouvons aussi que l'indétermination de l'équilibre est particulièrement sensible à la réponse du taux d'intérêt à l'« output gap ». En estimant des règles de Taylor pour les périodes pré et post Grande Modération et en simulant le modèle à l'aide de ces estimations, nous observons que la probabilité d'indétermination a diminué suivant la modération. Certaines valeurs estimées de la réponse à l'« output gap » pour la période post-modération impliqueraient cependant une probabilité d'indétermination contre-factuelle, ce qui soulève la question de l'adéquation entre la mesure empirique d'« output gap » et son équivalent théorique utilisé dans la modélisation.

Mots clés : politique monétaire, DSGE, indétermination de l'équilibre, Grande Modération, taux d'inflation tendanciel

Codes JEL : E12, E52, E58, E31, E32, E43

ABSTRACT

Using a medium scale dynamic stochastic general equilibrium model in the spirit of Christiano Eichenbaum and Evans (2005), we evaluate the impacts on rational expectations equilibrium of different monetary policy reaction functions calibrations at trend inflation rates ranging from 0 to 7 %. Our model confirms the positive relationship between long term inflation and the occurrence of indeterminacy observed in existing literature. This result crucially relies on the level of wage rigidity, as well as on real frictions and real GDP trend growth. We also find that indeterminacy is very sensible to the response of interest rates to output gap. By estimating different Taylor rules for pre and post Great Moderation periods and simulating the DSGE using those estimates, we find a diminishing probability of indeterminacy following the moderation. Certain estimated values of the output gap response coefficient for the post-moderation period would imply a counter-factual probability of indeterminacy which brings up the question of the adequacy between empirical output gap measures and its theoretical counterpart implied by the model.

Keywords : Monetary policy, DSGE, Indeterminacy, Great Moderation, Trend inflation

JEL Codes : E12, E52, E58, E31, E32, E43

INTRODUCTION

Pendant la période allant du milieu des années 60 à la fin des années 70, l'économie américaine a été marquée par une forte volatilité de l'inflation et du PIB. À l'inverse, la période suivant la désinflation ¹ du début des années 80 a été reconnue pour sa grande stabilité, si bien qu'elle a été dénommée : la « Grande Modération ». Au niveau du comportement des principaux agrégats économiques, le contraste marqué entre ces deux époques a suscité beaucoup d'intérêt dans la sphère académique, plus particulièrement en ce qui a trait au rôle joué par la banque centrale dans la stabilisation macroéconomique.

John B. Taylor (1993), dans un article très influent, décrit avec une précision surprenante la fixation du « Fed funds rate », le taux d'intérêt directeur de la banque centrale américaine. En utilisant une simple formule algébrique définissant une réponse du taux directeur aux écarts de l'inflation et du PIB par rapport à leurs cibles de long terme, il parvient à prédire efficacement le taux directeur. Cette formule, la « Règle de Taylor » peut prendre la forme d'une équation stochastique incluant un terme d'écart entre l'inflation anticipée et sa cible, un terme d'écart entre le PIB et sa cible (soit en croissance ou en niveau), un terme de lissage inter temporel et un terme d'erreur. Cette simple spécification permet donc à la fois d'estimer sur données et de simuler grâce à la modélisation dans

1. De 1981 à 1983, le taux d'inflation est passé de 10 % à près de 3 %. Ce changement est attribué en grande partie au changement d'orientation instigué à l'arrivée de Paul Volcker à la présidence de la « Federal Reserve » (Fed).

un modèle d'équilibre général dynamique, des réponses de la banque centrale aux fluctuations macroéconomiques et d'observer leurs effets.

Les recherches sur les périodes précédant et suivant la désinflation qui utilisent une telle spécification ont mis en lumière deux observations importantes :

D'abord, une réponse moins que proportionnelle du taux directeur de la banque centrale suite à un écart du taux d'inflation anticipé par rapport à sa cible mène à des fluctuations endogènes² alors qu'une réponse plus que proportionnelle est suffisante pour stabiliser l'inflation, c'est ce qu'on appelle le « Principe de Taylor » (Taylor, 1999). Si elle ne respecte pas ce principe, la banque centrale ne varie pas suffisamment son taux d'intérêt nominal pour avoir l'effet désiré sur les taux d'intérêts réels ce qui mine ses efforts de stabilisation.

D'autre part, les estimations de la réponse de la Réserve fédérale américaine par rapport à l'écart à la cible d'inflation pour la période avant la désinflation démontrent qu'elle ne respectait pas le principe de Taylor alors que les estimations pour la période de la Grande Modération démontrent qu'elle le respectait amplement (Taylor (1999) ; Clarida, Gali et Gertler (2000)). De tels résultats semblent identifier la banque centrale comme principale responsable de la volatilité macroéconomique des années 60 et 70.

Il est possible d'évaluer le principe de Taylor de façon théorique dans le cadre de modèles néo-keynésiens d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE). De tels modèles font appel au comportement optimisateur des ménages et des firmes pour lesquels on suppose les anticipations rationnelles. L'optimisation se fait de façon dynamique sur un horizon de temps infini. De plus, on introduit, à

2. Un simple choc aux anticipations est exacerbé par la réponse de la banque centrale, les anticipations devenant ainsi auto-réalisatrices.

la différence des modèles du cycle réel, un marché des biens en concurrence monopolistique et des contrats fixant les prix pendant plusieurs trimestres. Au sein de tels modèles, il est observé qu'une règle monétaire ne respectant pas le principe de Taylor ne satisfait pas les conditions nécessaires à l'atteinte d'un équilibre unique telles qu'énoncées par Blanchard et Kahn (1980). On se retrouve alors dans un état appelé l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles ³.

Une faiblesse importante de l'analyse initialement proposée pour expliquer la Grande Modération par le principe de Taylor (Clarida *et al.*, 2000) réside dans le fait qu'elle tient pour acquis que le taux d'inflation de long terme, ou d'état stationnaire, est nul. Ceci est bien sur irréaliste considérant que le taux d'inflation moyen observé durant la période d'après-guerre est d'environ 3.5 %. Un courant de littérature récent ⁴, démontre que la prise en compte d'un taux d'inflation tendanciel positif a une incidence importante sur la capacité à maintenir un équilibre déterminé des anticipations rationnelles. À l'aide de modèles d'équilibre général incorporant des rigidités de prix, stationnarisés autour d'un taux d'inflation de long terme positif, ces recherches démontrent que le seul principe de Taylor n'est plus suffisant pour assurer un équilibre déterminé.

Coibion et Gorodnichenko (2011) s'intéressent plus spécifiquement aux périodes pré et post désinflation et démontrent que le passage d'un état de haute volatilité

3. Les expressions : indétermination, indetermination de l'équilibre et instabilité de l'équilibre seront utilisées de manière interchangeable pour designer l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles. À l'opposé, les termes équilibre déterminé, stabilité de l'équilibre seront utilisés pour désigner un état de l'économie où cette problématique est absente.

4. Voir entre autres Ascari (2004); Hornstein et Wolman (2005); Kiley (2007); Ascari et Ropele (2009); Coibion et Gorodnichenko (2011); Ascari, Branzoli et Castelnovo (2011); Arias, Ascari, Branzoli et Castelnovo (2015)

à un état de stabilité de l'équilibre serait attribuable non seulement aux changements dans la réaction de la Fed aux variations des agrégats macroéconomiques, mais aussi à la réduction de la cible de long terme du taux d'inflation ⁵. Leurs estimations mettent aussi en lumière un autre fait important : la stabilisation pourrait être partiellement attribuable au passage d'une règle de politique monétaire répondant aux écarts du PIB en niveau à une règle se basant sur les écarts du taux de croissance du PIB.

Les modèles d'équilibre général utilisés jusqu'à présent pour évaluer l'effet du taux d'inflation de long terme reposent cependant sur un certain nombre de simplifications qui peuvent avoir des impacts non négligeables sur les résultats obtenus. Kiley (2007), Ascari et Ropele (2009) et Coibion et Gorodnichenko (2011) travaillent dans le cadre de modèles sans accumulation de capital ni rigidités de salaire, Hornstein et Wolman (2005) n'utilisent pas non plus de rigidités salariales. Bien qu'Ascari, Branzoli et Castelnovo (2011) et Arias, Ascari, Branzoli et Castelnovo (2015) présentent un cadre plus complet, ils négligent cependant certains aspects de la structure de production et de la croissance réelle de la technologie.

Le présent programme de recherche repose sur l'utilisation d'un modèle DSGE plus complet, celui développé par Ascari, Phaneuf et Sims, (2015) pour simuler les impacts sur l'équilibre des anticipations rationnelles engendrés par différentes règles de politiques monétaires pour des taux d'inflation de long terme variant entre 0 et 7 %. Le modèle utilisé incorpore à la fois des rigidités de prix et de salaire. Le stock de capital, ainsi que son taux d'utilisation, sont variables et l'ajustement du niveau d'investissement est coûteux. Les ménages sont en concurrence

5. Coibion et Gorodnichenko basent leurs résultats sur un taux moyen approximé à 6 % pour la période allant de 1969 à 1978 et à 3 % pour la période de 1983 à 2002.

monopolistique quant à leurs expertises de travail et développent des habitudes dans leur consommation. La production des firmes fait aussi appel à un intrant intermédiaire dans une structure en boucle appelée « Roundabout production ». Outre le capital physique et le travail, les firmes utilisent donc comme intrant, une production achetée à d'autres firmes, laquelle sert à l'assemblage des biens (voir Long et Plosser (1983); Basu (1995); Huang, Liu et Phaneuf (2004)). Enfin, le modèle génère un taux de croissance du PIB de long terme équivalent à celui observé dans la réalité par le biais d'une croissance déterministe à la fois de la technologie spécifique à l'investissement (IST) et de la technologie neutre (TFP).

Notre approche remet en question la littérature existante (Clarida *et al.*, 2000; Coibion et Gorodnichenko, 2011; Taylor, 1999; Orphanides, 2004) sur le lien entre la politique monétaire de la Fed américaine et la Grande Modération du début des années 80. S'inscrivant dans la foulée des travaux de Coibion et Gorodnichenko (2011), l'objectif est de distinguer les effets de la diminution du taux d'inflation de long terme de ceux des changements des paramètres de la règle de Taylor. Mais aussi de mieux comprendre les interactions qui mènent à ces résultats au sein d'un modèle plus complet. Le présent programme de recherche s'inscrit donc dans une tentative d'améliorer notre compréhension d'un phénomène historique.

Une politique monétaire déstabilisatrice, liée à une plus grande volatilité macroéconomique, peut engendrer des coûts importants pour l'économie. L'expérience de la haute volatilité des années 60 et 70 et de la désinflation subséquente a été douloureuse pour l'économie américaine et mondiale. Dans un contexte où plusieurs économistes proposent une hausse de la cible d'inflation (Blanchard, Dell'Ariccia et Mauro, 2010; Ball, 2013; Krugman, 2014) afin de faire face à la

problématique du « Zero Lower Bound » (ZLB)⁶, il est important de préciser le potentiel déstabilisateur d'une telle prescription. En ce sens, les résultats de ce mémoire peuvent comporter des implications normatives quant à la conduite de la politique monétaire.

La méthodologie de recherche utilisée s'oriente sur trois axes : i) l'étude par des simulations du modèle DSGE des impacts individuels et combinés des différentes paramétrisations d'une règle de conduite de la politique monétaire à des taux d'inflation de long terme variant entre 0 et 7 %. En particulier, nous nous intéressons à l'effet des coefficients sur : l'écart entre le taux d'inflation anticipé et sa cible, l'écart entre le PIB et sa cible en niveau (l'« output gap »), l'écart entre le taux de croissance du PIB et sa cible (l'« output growth ») et le lissage du taux d'intérêt. ii) L'étude par des simulations de l'effet des différents ingrédients théoriques du modèle sur la prévalence de l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles. iii) L'estimation de règles de Taylor et la simulation de scénarios types utilisant les estimés associés aux observations d'avant et après la désinflation du début des années 80.

6. « Zero Lower Bound » : Problématique liée à l'atteinte d'un taux d'intérêt nominal nul. Comme les banques centrales sont réticentes à fixer des taux d'intérêt négatifs, lorsque le taux nominal zéro est atteint, elles ne disposent plus d'un instrument efficace pour stimuler la croissance économique et contrer la déflation.

CHAPITRE I

DÉFINITION DE LA PROBLÉMATIQUE

1.1 La Grande Modération

Tableau 1.1 Volatilité* de la composante cyclique des principales variables entre les périodes 1960-1978 et 1983-2007

	σ % (1960-1978)	σ % (1983-2007)	Δ %
PIB réel	1,65	0,93	-43,72 %
Niveau des prix	1,13	0,60	-47,04 %
Consommation	1,31	0,71	-45,75 %
Investissement	7,41	5,42	-26,92 %

* La mesure de volatilité est calculée comme l'écart-type en pourcentage de la composante cyclique des séries extraite par un filtre HP (Hodrick et Prescott, 1997). Les données sont en fréquence trimestrielle et proviennent du BEA (2015).

L'expression Grande Modération réfère à la période de relativement faible volatilité macroéconomique qui a caractérisé l'économie américaine à partir du milieu de la décennie 80 jusqu'à la récente crise de 2007. On peut observer l'ampleur de la modération en mettant en contraste cette période avec celle allant de la fin des années 60 au début des années 80. Le Tableau 1.1 présente une mesure de la volatilité des principales variables macroéconomiques pour ces deux périodes ainsi

que la diminution de la volatilité enregistrée. Avec une diminution de volatilité de l'ordre de 25 à 50 % selon la série observée, il est facile de constater pourquoi ce changement a suscité autant d'intérêt.

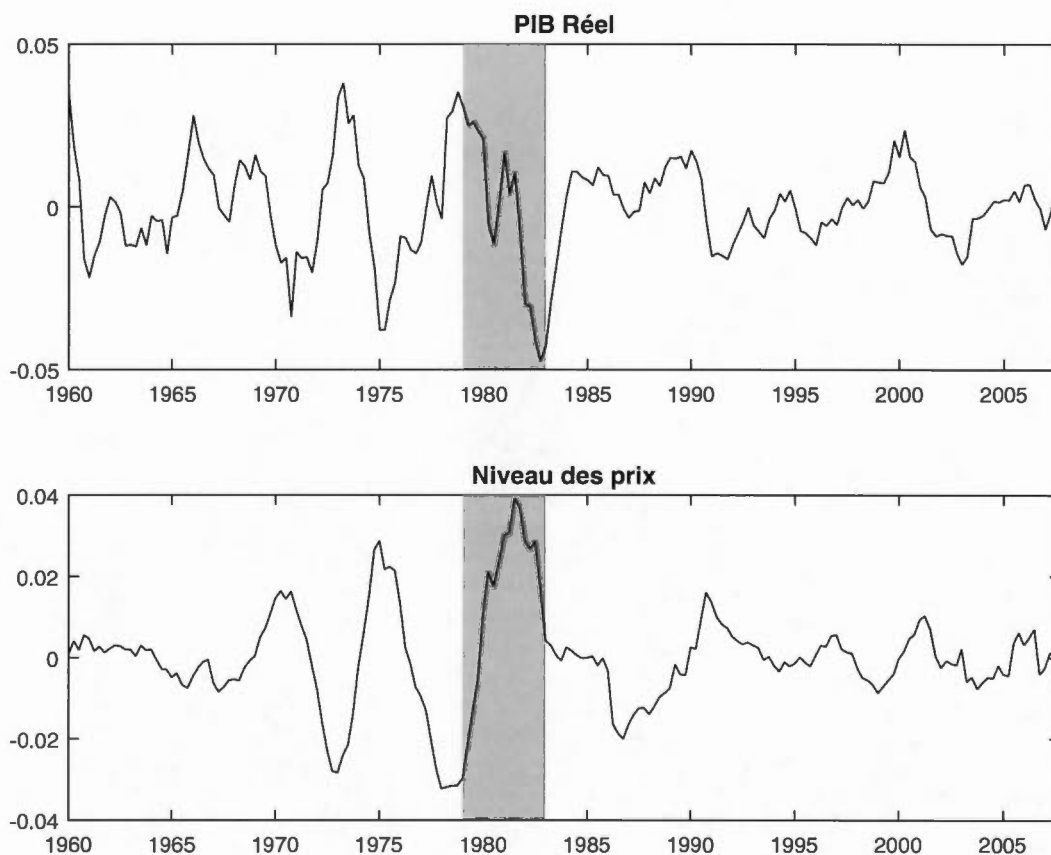


Figure 1.1 Grande Modération : Composante cyclique du logarithme du PIB réel et du niveau des prix (déflateur du PIB) HP filtré de 1960 à 2007 (La zone ombragée correspond à la période de transition durant laquelle la Fed ciblait les réserves non empruntées des banques).

Ce phénomène a suscité beaucoup d'intérêt dans la sphère académique en raison de sa concordance avec les réformes de la politique monétaire instiguées par Paul

Volcker dès son arrivée à la présidence de la Réserve fédérale américaine. De 1979 à 1982, la Fed a adopté une cible basée sur la croissance des agrégats monétaires implémentée par le contrôle des réserves non empruntées des banques. Cette période, généralement considérée comme une transition, est exclue de la plupart des analyses de la Grande Modération. À partir de 1983, la Réserve fédérale revient à une politique monétaire plus traditionnelle basée sur l'usage du taux d'intérêt directeur (« Federal funds rate »), mais en accordant désormais une importance accrue au contrôle de l'inflation. La figure 1.1 met en lumière les changements dans le comportement des composantes cycliques du PIB réel et du niveau des prix au fil des années. La zone ombragée correspond à la période de transition, elle sépare les périodes Pré et Post Volcker qui seront l'objet de notre étude.

1.2 Politique monétaire et indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles

La présente recherche vise à comprendre les variations de la volatilité macroéconomique associées à la Grande Modération en relation avec l'état d'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles (I.É.). On dit d'une économie qu'elle est dans un tel état d'indétermination lorsqu'une simple variation des anticipations des agents est suffisante pour générer des fluctuations substantielles des variables réelles. Dans un tel scénario, un changement des anticipations peut engendrer des fluctuations auxquelles la politique monétaire réagit, générant à nouveau une révision des anticipations exacerbant le changement initial et ainsi de suite. Les fluctuations deviennent donc endogènes à l'économie et n'ont plus besoin d'être engendrées par des chocs d'origine externe tel des chocs monétaires ou technologiques. Dans le cadre d'une modélisation dynamique faisant appel à des anticipations rationnelles, ce résultat correspond analytiquement au non-

respect des conditions permettant l'atteinte d'un équilibre unique énoncées par Blanchard et Kahn (1980). Lorsque simulé dans un contexte d'optimisation en équilibre général dynamique, l'état d'indétermination rend donc impossible l'atteinte d'un état stationnaire et la résolution unique du modèle. On peut évidemment s'attendre à ce qu'une économie en état d'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles exhibe une volatilité substantielle sans nécessairement être soumise à des chocs d'origine réelle.

La politique monétaire peut générer l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles par l'insuffisance de sa réponse aux écarts de l'inflation par rapport à sa cible. Pour comprendre ce phénomène, il peut être utile d'illustrer la relation entre l'inflation, le PIB et le taux d'intérêt qui caractérise l'économie par une équation IS dynamique simple :

$$y_t = E_t[y_{t+1}] - \sigma^{-1}(r_t - E_t[\pi_{t+1}])$$

Le PIB (y_t) est lié négativement au taux d'intérêt (r_t) et positivement à l'inflation anticipée ($E_t[\pi_{t+1}]$) ainsi qu'aux anticipations de son niveau futur ($E_t[y_{t+1}]$). La réponse de la banque centrale à un écart de l'inflation anticipée par rapport à sa cible peut aussi s'écrire de façon simplifiée¹ comme :

$$r_t = r^* + \beta(E_t[\pi_{t+1}] - \pi^*)$$

Où r^* correspond au taux d'intérêt nominal de long terme. Il est possible de réécrire cette réponse, afin de présenter comment la politique monétaire affecte le taux d'intérêt réel en vigueur dans l'économie. Ce dernier est défini comme la

1. Une règle monétaire répondant à l'inflation anticipée est utilisée à titre d'exemple ce qui permet une démonstration simplifiée. Ce cas peut être généralisé à une règle répondant à l'inflation contemporaine.

différence entre le taux d'intérêt nominal (r_t) et l'inflation anticipée ($E_t[\pi_{t+1}]$) :

$$(r_t - E_t[\pi_{t+1}]) = (r^* - \pi^*) + (\beta - 1)(E_t[\pi_{t+1}] - \pi^*)$$

Ici π^* correspond au taux d'inflation à long terme. Cette formulation permet de constater que lorsque l'écart de l'inflation anticipé par rapport à sa cible ($E_t[\pi_{t+1}] - \pi^*$) augmente (diminue), si la réponse de la banque centrale (β) est inférieure à un, le taux d'intérêt réel en vigueur ($r_t - E_t[\pi_{t+1}]$) diminuera (augmentera). Or l'équation IS dynamique permet de voir que l'effet sur le PIB sera positif (négatif). Cette augmentation (ou diminution) du PIB engendrera une nouvelle révision positive (négative) de l'inflation anticipée par rapport à sa cible et ainsi de suite. Un tel scénario correspond directement à l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles décrite ci-haut. Dans le cas d'une réponse plus que proportionnelle, le taux d'intérêt réel augmente et ramène l'économie vers la stabilité : c'est le principe de Taylor auquel on réfèrera plus tard. La présente recherche s'intéresse donc spécifiquement à cette dynamique reliant politique monétaire et volatilité dans un contexte faisant intervenir une modélisation plus complexe ainsi qu'un taux d'inflation de long terme positif.

CHAPITRE II

REVUE DE LITTÉRATURE

2.1 Historique

La question du rôle de la banque centrale dans la stabilisation macroéconomique a une origine lointaine et une importance capitale dans la littérature économique. Cette question trouve des origines jusque dans les travaux de l'économiste britannique John Maynard Keynes (1936). Pour ce dernier, en postulant l'existence de rigidités de prix et de salaires, une diminution artificielle des taux d'intérêt devient justifiable afin de contrer le sous-investissement et le sous-emploi engendrés par les crises. Les travaux du Néo-Zélandais Alban William Phillips (1958) apportent un appui empirique au point de vue de Keynes en mettant en lumière la relation entre l'emploi et le taux d'inflation. La banque centrale aurait ainsi la capacité d'atténuer les fluctuations cycliques en fixant son taux d'intérêt directeur de façon à choisir l'arbitrage désiré entre le niveau d'emploi et le taux d'inflation.

En réponse au courant keynésien, la critique monétariste met de son côté l'accent sur le potentiel déstabilisateur des manipulations de la masse monétaire entreprises par la banque centrale. L'ouvrage fondateur de Friedman et Schwartz (2008) démontre le lien entre les fluctuations macroéconomiques et les variations de la masse monétaire causées par la banque centrale. La critique économétrique

faite par Robert Lucas (1976) ajoute un argument théorique à cette position. À l'aide d'une modélisation supposant les anticipations des agents rationnelles, Lucas démontre que si les actions de la banque centrale sont en général correctement anticipées, leur impact est nul. Dans un tel contexte, un choc non anticipé de la politique monétaire ne peut avoir d'autres effets que de déstabiliser l'économie à court terme, augmentant ainsi la volatilité du PIB.

Le cadre d'analyse de Lucas suppose cependant l'absence de rigidités de prix et de salaires ce qui exclut par hypothèse la critique initialement formulée par Keynes. Une famille de modèles plus récente faisant appel à la fois à des fondements micro-économiques, des anticipations rationnelles et des rigidités nominales a permis de réintégrer certains aspects de la pensée keynésienne dans un cadre de recherche moderne. Ce courant de littérature a par ailleurs permis de dériver une relation micro-fondée entre l'inflation et le PIB : la courbe de Phillips néo-keynésienne. Cette synthèse est donc en mesure d'expliquer à la fois l'influence stabilisatrice et déstabilisatrice que peut avoir la politique monétaire menée par la banque centrale.

2.2 Règle de Taylor comme cadre d'analyse

L'idée selon laquelle la politique monétaire doit être conduite de façon mécanique et systématique est initialement postulée par Friedman et Schwartz (2008) comme une solution aux fluctuations causées par une politique monétaire discrétionnaire. La règle de conduite proposée consiste assez simplement à maintenir la croissance monétaire constante au fil du temps.

Reprenant l'idée d'une règle de conduite monétaire John B. Taylor (1993) propose plutôt l'utilisation d'une règle dynamique permettant à la fois une croissance stabilisée du niveau des prix et une atténuation des cycles économiques. La règle

de Taylor, telle qu'énoncée initialement ¹ dicte la fixation du taux d'intérêt directeur en réponse à des écarts de court terme du PIB et de l'inflation par rapport à des cibles prédéterminées de long terme. Une telle formulation est avantageuse, d'une part car elle fournit une prescription normative concernant la conduite de la politique monétaire, mais aussi, car elle permet de reproduire, d'estimer et de simuler au sein de modèles dynamiques, des réponses de la banque centrale face aux fluctuations cycliques. L'usage d'une telle règle est désormais standard dans la modélisation en équilibre général dynamique stochastique.

La règle de Taylor comporte aussi les ingrédients nécessaires pour expliquer les effets potentiellement déstabilisateurs de la politique monétaire. Dans un article publié en 1999, Taylor adopte une approche historique afin d'observer les diverses calibrations de règles de conduite monétaire et leurs effets. En estimant des coefficients de réponse pour différentes sous-périodes historiques, il met en lumière le fait qu'un coefficient trop faible sur l'écart entre l'inflation et sa cible engendre un effet déstabilisateur de la politique monétaire. Concrètement, une réponse moins que proportionnelle du taux d'intérêt directeur suite à un écart de l'inflation anticipée par rapport à sa cible, soit un coefficient inférieur à un accompagnant cette variable dans la règle, entraîne le taux d'intérêt réel dans la direction opposée. Or, c'est le taux réel en vigueur, et non le taux nominal fixé par la banque centrale qui dicte l'impact de la politique monétaire sur l'économie. Son argumentation est semblable à celle présentée au chapitre précédent. Ce qui deviendra connu comme le principe de Taylor stipule donc que la banque cen-

1. Dans l'article de Taylor (1993), la règle de politique monétaire prend une formulation simple : $r = p + .5y + .5(p - 2) + 2$ avec r le taux d'intérêt dicté par la banque centrale, p le taux d'inflation moyen des quatre derniers trimestres et y un écart en pourcentage entre le PIB et une cible prédéterminée.

trale doit répondre de façon plus que proportionnelle à un écart entre l'inflation anticipée et sa cible afin d'avoir l'effet désiré. À l'aide des coefficients estimés de la règle monétaire pour les différentes périodes historiques, Taylor (1999) est en mesure de stipuler que la stabilisation de l'inflation dans les années 80 est liée à l'adoption d'une règle respectant le principe de Taylor par la Réserve fédérale américaine.

Clarida, Gali et Gertler (2000) reprennent l'explication de Taylor en faisant appel à une règle de politique monétaire plus élaborée, cette dernière prend en compte les anticipations futures de l'inflation et du PIB et incorpore un coefficient de lissage inter-temporel du taux d'intérêt. En adoptant une structure stochastique, ils estiment par la méthode des moments généralisée (Hansen, 1982) les paramètres de la règle monétaire pour les périodes pré-Volcker (de 1960 à 1979) et Volcker-Greenspan (de 1979 à 1996) ². Leurs résultats confirment la contribution du principe de Taylor à la diminution de la volatilité entre les deux périodes.

Les auteurs simulent un modèle à prix rigide en calibrant les paramètres de la règle de Taylor en fonction des estimés obtenus. Les simulations utilisant les estimations pour la période Volcker-Greenspan mènent à un retour des principales variables macroéconomiques à leur état stationnaire en moins de 15 trimestres suivant un choc d'anticipation. Par contre, en utilisant une règle monétaire pré-Volcker, les fluctuations deviennent endogènes, ce qui empêche le modèle de converger vers un équilibre stable même après 100 trimestres. Cet état de fait

2. Les désignations des périodes réfèrent ici aux présidents en postes à la Fed américaine. La désignation pré-Volcker réfère aux mandats de William McChesney Martin Jr., Arthur F. Burns et George William Miller dont les politiques étaient considérées comme accommodantes. La période Volcker-Greenspan (ou post-Volcker) correspond aux mandats de Paul Volcker et Alan Greenspan tous deux reconnus pour leur contrôle plus restrictif de l'inflation.

est directement lié au non-respect du principe de Taylor. On se retrouve alors dans un état d'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles ce qui, selon Clarida *et al.* (2000), expliquerait la haute volatilité macroéconomique observée avant 1980.

2.3 Littérature concernant les impacts du taux d'inflation de long terme

Jusqu'à récemment, la littérature utilisant des modèles d'équilibre général dynamique tenait pour acquis qu'un taux d'inflation de long terme nul à l'état stationnaire constituait une approximation raisonnable de la réalité. Pourtant, dans la plupart des économies occidentales d'après-guerre, le taux d'inflation a été systématiquement supérieur à 0 % atteignant fréquemment des valeurs dépassant 5 %. Pour cette période aux États-Unis, le taux moyen calculé à partir des données du BEA (2015) se situe plutôt aux alentours de 3.5 %. Un courant de littérature récent tend à démontrer que le taux d'inflation de long terme peut avoir des implications importantes sur plusieurs aspects de la dynamique des économies simulées par des modèles d'équilibre général modernes. Il serait donc primordial d'intégrer cet aspect dans la modélisation afin d'obtenir une image plus fidèle à la réalité.

À l'aide d'un modèle à prix rigides, King et Wolman (1996) observent qu'un taux d'inflation de long terme positif implique une majoration (« Markup ») plus élevée des prix par les firmes, ce qui peut altérer la réponse des variables macroéconomiques à des chocs de productivité. Guido Ascari (2004) s'intéresse à la question de front et démontre que la prise en compte d'un taux d'inflation tendanciel positif peut avoir des effets importants sur la dynamique des modèles à prix rigides. Selon lui, l'inflation de long terme augmente le niveau de dispersion des prix dans un modèle où ces derniers sont échelonnés selon une probabilité de

non ré-optimisation à la Calvo (1983), ce qui peut rendre le maintien de l'équilibre des anticipations rationnelles impossible. L'inflation tendancielle semble aussi engendrer une diminution à long terme du PIB, de la consommation et du bien-être, à la fois calculés en fonction d'une moyenne stochastique et à l'état stationnaire (Amano, Ambler et Rebei, 2007 ; Levin et Yun, 2007 ; Amano, Moran, Murchison et Rennison, 2009). Dans un article récent, Ascari *et al.* (2015) calculent que ces coûts de bien-être pourraient s'élever jusqu'à 7 % à long terme si la cible d'inflation de la banque centrale passait de seulement 2 à 4 %.

Par ailleurs, Ascari et Sbordone (2014) recensent une part importante de la littérature sur le sujet et résument les principaux effets que peut avoir un taux d'inflation de long terme positif. On peut citer à ce titre, l'augmentation de la majoration des prix par les firmes, la dispersion plus élevée des prix, la diminution de la productivité et la diminution de la capacité à ancrer les anticipations rationnelles dans un équilibre déterminé.

2.4 Taux d'inflation de long terme et l'équilibre des anticipations rationnelles

Approfondir l'impact du taux d'inflation de long terme sur l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles est primordial afin de comprendre le lien entre la politique monétaire et la volatilité macroéconomique. Dans des modèles où le taux d'inflation à l'état stationnaire est positif, une réponse unitaire des taux d'intérêt suite à un écart entre l'inflation et sa cible, le principe de Taylor, pourrait ne plus être suffisante pour assurer la stabilité macroéconomique. C'est précisément ce qu'observent Andreas Hornstein et Alexander L. Wolman (2005) en résolvant un modèle à prix rigides où le capital est spécifique à chaque firme. Leur modèle se caractérise par le fait qu'il suppose un continuum de firmes en concurrence monopolistique possédant chacune un stock de capital dont l'ajus-

tement est coûteux. Afin de permettre une résolution mathématique simple, leur modèle utilise un système de fixation des prix à la Taylor (1980), où une proportion $(1/j)$ des firmes fixe ses prix pendant j périodes, à chaque période.

Hornstein et Wolman (2005) simulent le modèle avec différentes calibrations de la règle de Taylor, du niveau de rigidité des prix et des coûts d'ajustements du niveau de capital. Ils trouvent tout d'abord que lorsque le taux d'inflation de long terme augmente, la réponse de la banque centrale à un écart de l'inflation par rapport à sa cible doit être de plus en plus importante pour assurer la détermination de l'équilibre. Cet effet est exacerbé par le niveau de rigidité de prix. À titre d'exemple, lorsque le taux d'inflation de long terme est de 3.5 % et que la durée des contrats de prix est de 5 trimestres, la réponse du taux d'intérêt à un écart de l'inflation doit être de plus de 5 pour 1 pour atteindre l'équilibre déterminé. La présence de coûts d'ajustement d'investissement dans le modèle est aussi déstabilisatrice, mais elle peut devenir stabilisatrice lorsque ces coûts deviennent très élevés. Enfin, le coefficient de réponse à l'écart entre le PIB et sa cible en niveau (« output gap ») est stabilisateur, mais seulement jusqu'à un certain point, il augmente l'occurrence de l'indétermination lorsqu'il est supérieur à 0.125.

La littérature sur la politique monétaire optimale présente aussi des éclairages intéressants sur l'influence du taux d'inflation tendanciel. Dans un article sur le sujet, Ascari et Ropele (2007) approfondissent l'explication de la dynamique en jeu dans un modèle d'équilibre général à prix rigides simple. Ce dernier incorpore des ajustements des prix selon une probabilité à la Calvo (1983), fait abstraction de l'accumulation du capital et intègre des encaisses monétaires.

Ils observent tout d'abord que les firmes qui ré-optimisent leurs prix le font selon un facteur d'escompte désormais pondéré par le taux d'inflation de long

terme. Les firmes optimisatrices fixent ainsi un prix plus élevé afin de prendre en compte l'érosion future de leur prix relatif. De plus, comme le facteur d'es-compte est multiplié par un taux d'inflation plus élevé, les anticipations futures prennent un poids plus important ; le modèle devient ainsi plus tourné vers le futur (« forward-looking »). En dérivant une courbe de Phillips néo-keynésienne généralisée, les auteurs démontrent que des valeurs positives du taux d'inflation de long terme rendent l'inflation présente moins sensible au PIB et plus sensible aux anticipations futures.

La politique monétaire optimale est évaluée par Ascari et Ropele (2007) à la fois dans un contexte discrétionnaire et selon une règle de conduite. Lorsque discrétionnaire, la politique optimale implique un comportement dit : « *Leaning against the wind* » ; soit agir de façon à contrer les effets des chocs à court terme. Par contre, au fur et à mesure que le taux d'inflation de long terme augmente, le poids accordé au contrôle de l'inflation doit devenir de moins en moins important au profit de celui accordé au contrôle du PIB. La politique optimale implique donc une volatilité plus grande de l'inflation lorsque son taux de long terme est plus élevé, un phénomène observé empiriquement (voir Kiley (2007)). Le problème d'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles qui apparaît à des taux d'inflation plus élevés impose cependant un comportement inverse de la part de la banque centrale, pour conserver l'état de détermination, cette dernière devrait accorder un poids beaucoup plus important au contrôle de l'inflation. Il apparaît donc que la politique optimale devient simplement inatteignable à des taux d'inflation tendanciels élevés.

Lorsque la banque centrale a la capacité de se commettre de façon crédible, l'équilibre déterminé est maintenu pour toutes les valeurs des réponses aux écarts de l'inflation et du PIB observées par les auteurs. Par ailleurs, une politique moné-

taire optimale implique une réponse beaucoup plus persistante, ce qui s'explique par l'importance accrue des anticipations dans le modèle.

Afin d'approfondir la relation entre le niveau de l'inflation à long terme et sa volatilité à court terme, Michael Kiley (2007) utilise un modèle sans accumulation de capital à prix rigides, dont la fixation est échelonnée sur deux trimestres selon l'approche de Taylor (1980). La politique monétaire est représentée par une règle de conduite simple faisant appel à un coefficient sur l'écart entre l'inflation anticipée et sa cible et l'écart entre le PIB et sa cible en niveau. Kiley identifie deux canaux par lesquels le taux d'inflation de long terme augmente la volatilité : i) la réponse plus forte de l'inflation suite à un choc des prix relatifs « cost push shock » ii) l'augmentation de l'occurrence de l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles. Le second point étant celui qui importe le plus pour la conduite de la politique monétaire.

Les résultats des simulations effectuées par Kiley (2007) démontrent que la capacité de la banque centrale à assurer un équilibre déterminé diminue rapidement avec la hausse du taux moyen d'inflation. Alors qu'à un taux nul le principe de Taylor est respecté, à 4 %, la banque centrale doit combiner prudemment une réponse plus forte à l'inflation tout en augmentant aussi sa réponse aux écarts du PIB afin de préserver l'économie contre des fluctuations endogènes. Une augmentation unilatérale de l'un ou l'autre des coefficients de réponse peut amener l'économie dans un état d'indétermination. À un taux d'inflation moyen de 8 %, aucune combinaison des valeurs étudiées des coefficients (entre 0 et 5) ne permet d'assurer un équilibre stable.

Pour Kiley (2007), comme pour Ascari et Ropele (2007), l'indétermination s'explique par le poids plus grand qu'accordent les agents aux anticipations. L'élasticité de l'offre de travail et l'élasticité de la demande de bien (le niveau désiré

de majoration des prix) ont aussi des effets sur la dynamique de la fixation des prix à un taux d'inflation de long terme positif. Une élasticité de l'offre de travail plus faible rend plus probable l'indétermination alors qu'une faible élasticité de la demande la rend moins probable.

En utilisant une spécification de la règle de Taylor qui fait appel à l'inflation présente (contemporaine) plutôt qu'anticipée, Kiley (2007) trouve que hormis l'impact déstabilisateur de la réponse aux écarts du PIB, le principe de Taylor redevient respecté : le coefficient sur l'inflation reprend son pouvoir stabilisateur. En utilisant aussi une règle de Taylor contemporaine, Ascari et Ropele, (2009), dans un nouvel article, obtiennent cependant des résultats différents. Leur recherche se veut une complexification de l'approche utilisée par Kiley, notamment par l'ajout d'un système de fixation de prix à la Calvo (1983), d'un mécanisme d'indexation des prix et d'un coefficient de lissage du taux d'intérêt dans la règle de Taylor.

Avec une telle spécification, une réponse unitaire du taux d'intérêt à un écart de l'inflation (même contemporaine) par rapport à sa cible n'est plus suffisante pour assurer l'équilibre. Le taux d'inflation de long terme semble aussi augmenter la persistance de la dispersion des prix, et conséquemment, celle de l'inflation. Par ailleurs, Ascari et Ropele (2009) démontrent que l'indexation permet de taire les effets du taux d'inflation de long terme (voir aussi Coibion et Gorodnichenko (2011)). Une indexation parfaite des prix correspond analytiquement à un taux d'inflation tendanciel nul. Enfin, en ajoutant un coefficient de lissage, la politique monétaire redevient plus stabilisatrice (voir aussi Coibion et Gorodnichenko (2011); Ascari *et al.* (2011); Arias *et al.* (2015)), le principe de Taylor peut donc être rétabli même à des taux d'inflation moyens élevés dans la mesure où la réponse aux écarts du PIB par rapport à sa cible (en niveau) est faible.

2.5 Taux d'inflation de long terme et Grande Modération

Les effets observés du taux d'inflation de long terme sur l'équilibre des anticipations rationnelles ouvrent la porte à une interprétation renouvelée de la Grande Modération. C'est précisément l'approche qu'adoptent Olivier Coibion et Yuri Gorodnichenko (2011) en distinguant les taux d'inflation moyens d'avant et d'après la désinflation des années 80. Leurs simulations sont produites à l'aide d'un modèle DSGE relativement simple à prix rigides et sans capital en production (voir Coibion et Gorodnichenko (2008)). Une croissance déterministe de la productivité y est induite par un processus de marche aléatoire avec dérive.

La spécification de la règle de Taylor utilisée par Coibion et Gorodnichenko (2011) fait appel au coefficient sur l'écart entre le taux d'inflation et sa cible, celui sur l'« output gap », mais aussi un coefficient sur l'écart entre le taux de croissance du PIB et un taux cible prédéterminé (« output growth »). La politique monétaire fait de plus appel à deux ordres de coefficients de lissage du taux d'intérêt directeur. Leurs résultats concernant le lien entre l'indétermination et l'inflation de long terme sont qualitativement semblables à ceux de la littérature décrite précédemment. Coibion et Gorodnichenko (2011) observent cependant qu'alors que le coefficient sur l'« output gap » a un effet incertain ³, celui sur l'écart de la croissance du PIB par rapport à sa cible est toujours stabilisateur (voir aussi Arias *et al.* (2015)). La réponse de la banque centrale à un écart au taux de croissance du PIB a une influence stabilisatrice qui passe par deux canaux. D'une part, elle rend le modèle plus dépendant du passé, du fait que la croissance prend en compte les valeurs du PIB passé. Par ailleurs, elle amplifie la réponse à l'inflation

3. Il est stabilisateur lorsqu'il prend des valeurs faibles puis devient déstabilisateur pour des valeurs élevées (voir aussi Hornstein et Wolman (2005); Ascari et Ropele (2009)).

par le biais de l'équation IS dynamique qui lie PIB et inflation.

Les auteurs utilisent aussi une analyse basée sur l'utilité des consommateurs à l'intérieur de l'espace de paramètres permettant la détermination. Ils observent que même lorsque l'équilibre des anticipations rationnelles est préservé, il est nécessaire d'augmenter la réponse du taux d'intérêt à un écart entre l'inflation et sa cible pour préserver un niveau de bien-être équivalent.

Coibion et Gorodnichenko (2011) génèrent aussi des estimés des règles monétaires pour les périodes précédant et suivant la désinflation en utilisant les taux d'inflation moyens observés comme cibles pour les deux périodes⁴. L'estimation se fait à l'aide des prédictions présentées mensuellement aux réunions du « Federal Open Market Committee » de la Réserve fédérale américaine.

Les résultats des estimations ne permettent pas de déterminer avec assurance si la Fed respectait ou non le principe de Taylor avant l'arrivée de Paul Volcker à sa direction. Par contre, avec un coefficient estimé de près de 2.2 sur l'écart entre l'inflation et sa cible, il apparaît que ce principe était respecté durant la période post-désinflation. Un autre facteur semble avoir joué un rôle dans la modération macroéconomique des années 80 : la banque centrale a graduellement commencé à concentrer ses efforts de stabilisation sur le taux de croissance du PIB plutôt que sur l'« output gap ». Le lissage du taux d'intérêt a aussi augmenté légèrement.

En introduisant les estimés de la règle de Taylor dans leur modèle simulé, Coibion et Gorodnichenko (2011) obtiennent sans surprise l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles pour la période pré-Volcker et l'équilibre déterminé

4. Leur échantillon est subdivisé en deux et couvre la période de 1969 à 2002. Le sous-échantillon 1969-1978 est estimé à un taux d'inflation de long terme de 3 % et celui de 1983-2002 à un taux de 6 %.

pour la période post-Volcker. Le changement de la réponse de la banque centrale n'est cependant pas suffisant pour assurer l'équilibre déterminé à un taux d'inflation de 6 % tel que celui enregistré avant la désinflation. Une image plus claire de la Grande Modération se dessine : le retour de l'économie américaine à la stabilité aurait été impossible sans l'apport combiné de la diminution du taux d'inflation moyen et du changement de la réponse de la banque centrale.

Afin d'approfondir les effets de l'indexation salariale, les auteurs Guido Ascari, Nicola Branzoli et Efrem Castelnuovo (2011), reprennent les estimations et les simulations de Coibion et Gorodnichenko (2011) au sein d'un modèle DSGE d'échelle moyenne inspiré de Christiano, Eichenbaum et Evans (2005).

Leur modélisation comprend des rigidités à la fois au niveau des prix et des salaires. Elle incorpore aussi l'accumulation de capital, des coûts d'ajustement du niveau d'investissement et la formation d'habitudes de consommation. Ces trois ingrédients exercent une influence positive, mais modérée sur la probabilité d'atteindre un équilibre déterminé à des taux d'inflation de long terme non nuls. C'est en fait l'indexation des salaires qui a l'impact le plus notable sur l'équilibre des anticipations. Tout comme pour l'indexation des prix, lorsque cette dernière est complète, le principe de Taylor est rétabli même à des taux d'inflation de long terme élevés.

L'analyse de la Grande Modération au sein d'un tel modèle semble confirmer l'explication avancée par Taylor (1999) et Clarida *et al.* (2000) : le renforcement de la réponse à l'inflation serait le facteur prépondérant dans la diminution de la volatilité macroéconomique. Cependant, les résultats obtenus par Ascari *et al.* (2011) sont hautement sensibles au niveau d'indexation des salaires, un phénomène dont

la prévalence fait encore objet de débats dans la littérature empirique ⁵.

Afin de pallier à cette lacune, Arias, Ascari, Branzoli et Castelnuovo (2015) reprennent une analyse semblable en faisant cette fois abstraction de toute forme d'indexation. Les résultats obtenus ici sont qualitativement comparables à ceux de Coibion et Gorodnichenko (2011).

Arias *et al.* (2015) utilisent les coefficients estimés afin de concevoir une règle de politique monétaire immunisée à un taux d'inflation de long terme élevé. Ils taisent la réponse aux écarts du PIB en niveau au profit d'une réponse à l'écart du taux de croissance. La règle immunisée est choisie en conservant tous les autres coefficients à leurs valeurs estimées et en déterminant le coefficient sur l'écart du taux de croissance par rapport à sa cible qui permet de maintenir le principe de Taylor jusqu'à un taux d'inflation de 10 %. La réponse nécessaire à un écart du taux de croissance est alors de 1.25.

Non seulement l'usage d'une telle règle immunisée aurait permis de préserver un équilibre déterminé des anticipations rationnelles durant la période précédant la Grande Modération. Elle permettrait aussi de maintenir la stabilité macroéconomique tout en augmentant la cible d'inflation de 2 à 4 %.

La présente recherche s'inscrit dans l'esprit de l'analyse de la Grande Modération initiée par Coibion et Gorodnichenko (2011). Les interactions entre certains

5. Smets et Wouters (2007) estiment l'indexation à 0.58, Rabanal et Rubio-Ramirez (2005) l'estiment plutôt à 0.25 alors que Justiniano et Primiceri (2008) estiment une valeur nulle. Un recensement des contrats de travail incluant des clauses d'indexation « cost-of-living-adjustment » effectué par Ragan et Bratsberg (2000) semble indiquer que la prévalence de l'indexation salariale aurait plutôt varié dans le temps passant de 66 % en 1976 à 22 % en 1995 aux États-Unis (rapporté par Ascari *et al.* (2011)).

ingrédients théoriques compris dans les modèles d'échelle moyenne et l'équilibre déterminé des anticipations rationnelles tel qu'observées dans les travaux d'Arias, Ascari, Branzoli et Castelnovo (Ascari *et al.*, 2011; Arias *et al.*, 2015) méritent aussi d'être approfondies. À ce chapitre, le modèle développé par Ascari, Phaneuf et Sims (2015) enrichit une telle analyse dans le cadre d'un modèle d'échelle moyenne plus élargi.

CHAPITRE III

MODÈLE

La présente analyse repose sur un modèle DSGE d'échelle moyenne présenté par Ascari, Phaneuf et Sims (2015). Les firmes et les ménages y sont en concurrence monopolistique et font face à des rigidités de leurs prix et de leurs salaires.

3.1 Biens et main d'œuvre agrégée

Il existe un continuum de ménages représentatifs indicés $i \in (0, 1)$ qui sont différenciés par leurs expertises de travail. Un continuum de firmes produit des biens différenciés qui sont indicées par $j \in (0, 1)$. Les biens et le travail sont agrégés afin d'obtenir une production brute X_t et un niveau d'emploi L_t :

$$X_t = \left(\int_0^1 X_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad (1)$$

$$L_t = \left(\int_0^1 L_t(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}. \quad (2)$$

Les demandes pour les expertises de travail et les biens différenciées sont dépendantes des salaires et prix relatifs :

$$X_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\theta} X_t, \forall j \quad (3)$$

$$L_t(i) = \left(\frac{W_t(i)}{W_t} \right)^{-\sigma} L_t, \forall i. \quad (4)$$

Les prix et salaires agrégés sont donc donnés par :

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(j)^{1-\theta} dj \right)^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad (5)$$

$$W_t = \left(\int_0^1 W_t(i)^{1-\sigma} di \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (6)$$

Ici les paramètres θ et σ sont respectivement les élasticités de substitution entre les biens et les expertises de travail.

3.2 Ménages

Les ménages maximisent leur utilité escomptée sur un horizon de temps infini. L'utilité est séparable entre le travail et la consommation, et une hypothèse de contrat d'assurance implicite est faite afin que la différenciation intervienne uniquement au niveau des salaires et de l'offre de travail (voir Huang *et al.* (2004)).

Le problème du ménage représentatif est donc :

$$\max_{C_t, L_t(i), K_{t+1}, B_{t+1}, I_t, Z_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln(C_t - bC_{t-1}) - \eta \frac{L_t(i)^{1+\chi}}{1+\chi} \right) \quad (7)$$

Sous la contrainte de budget :

$$P_t \left(C_t + I_t + \frac{a(Z_t)K_t}{\varepsilon_t^{I,\tau}} \right) + \frac{B_{t+1}}{1+i_t} \leq W_t(i)L_t(i) + R_t^k Z_t K_t + \Pi_t + B_t + T_t \quad (8)$$

Les choix des ménages portent sur le niveau consommation courante C_t , l'offre de travail différenciée $L_t(i)$, le niveau de capital à accumuler à la prochaine période K_{t+1} , le nombre d'obligations désirées à la prochaine période B_{t+1} , l'investissement désiré I_t ainsi que le niveau d'utilisation du capital physique Z_t . Le terme de consommation retardé ($-bC_{t-1}$) dans l'équation (7) représente la formation d'habitudes de consommation et b est un paramètre dictant son importance. L'utilité est escomptée au taux β sur un horizon infini. Le paramètre η dicte la part des heures totales dédiées au travail et χ est l'élasticité Frish inverse de l'offre de travail.

Par ailleurs, $a(Z_t)$ dans l'équation (8) est une fonction exprimant le coût en ressource de l'utilisation mesuré en unités de capital physique qui prend la forme :

$$a(Z_t) = \gamma_1(Z_t - 1) + \frac{\gamma_2}{2}(Z_t - 1)^2 \quad (9)$$

γ_1 et γ_2 sont les paramètres dictant les coûts.

Les ménages retirent un revenu de leur travail rémunéré au salaire $W_t(i)$, des services du capital $Z_t K_t$ rémunérés au prix de location R_t^k , des dividendes payés

par les entreprises Π_t , de la vente des obligations achetées à la période précédente B_t et d'un transfert forfaitaire du gouvernement T_t . La valeur des obligations B_{t+1} est dictée par le taux d'intérêt i_t .

Le processus d'accumulation du capital est donné par :

$$K_{t+1} = \varepsilon_t^{I,\tau} \vartheta_t \left(1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right) I_t + (1 - \delta) K_t \quad (10)$$

Ici $S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$ est une fonction de coût d'ajustement d'investissement tel que :

$$S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) = \frac{\kappa}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - g_I\right)^2 \quad (11)$$

Avec g_I , le taux de croissance de l'investissement ($g_I > 0$ à l'état stationnaire) et κ le paramètre dictant le coût d'ajustement.

Le terme $\varepsilon_t^{I,\tau}$ présent dans les équations (8) et (10) est une mesure du niveau de technologie spécifique à l'investissement (IST) dont on assume la croissance déterministe à un taux g_ε^I :

$$\varepsilon_t^{I,\tau} = g_\varepsilon^I \varepsilon_{t-1}^{I,\tau} \quad (12)$$

Le terme ϑ_t dans (10) est pour sa part un choc stochastique à l'efficacité marginale de l'investissement (MEI) suivant un processus AR(1). Le paramètre δ exprime le taux de dépréciation du capital.

Les prix et les salaires sont échelonnés selon une probabilité de non ré-optimisation à la Calvo (1983) ξ^s : soit la probabilité qu'un salaire ou un prix choisi en t soit toujours valide en $t + s$.

En prenant la demande de travail comme donnée, il est possible d'écrire le problème d'un ménage représentatif i au moment de la ré-optimisation comme un choix sur le salaire demandé $W_t(i)$. Une telle écriture donne lieu au problème d'optimisation suivant :

$$\max_{W_t(i)} E_t \sum_{h=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^h \left(-\frac{\eta}{1+\chi} L_{t+h}(i)^{(1+\chi)} + \lambda_{t+h} \left(W_t(i) L_{t+h}(i) \right) \right) \quad (13)$$

Où $L_{t+h}(i)$ est la demande individuelle pour l'expertise de travail fournie par le ménage i , soit :

$$L_{t+h}(i) = \left(\frac{W_t(i)}{W_{t+h}} \right)^{-\sigma} L_{t+h} \quad (14)$$

Suite à quelques manipulations, on trouve que les ménages faisant face à la probabilité $(1 - \xi_w^s)$ qui peuvent donc ré-optimiser leurs salaires le feront en respectant la condition de premier ordre suivante :

$$w_t^* = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{f_{1,t}}{f_{2,t}}, \quad (15)$$

Pour plus de clarté, cette expression fait appel aux variables auxiliaires $f_{1,t}$ et $f_{2,t}$ qui peuvent être écrites de façon récursive comme :

$$f_{1,t} = \eta \left(\frac{w_t}{w_t^*} \right)^{\sigma(1+\chi)} L_t^{1+\chi} + \beta \xi_w E_t(\pi_{t+1})^{\sigma(1+\chi)} \left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*} \right)^{\sigma(1+\chi)} f_{1,t+1}, \quad (16)$$

$$f_{2,t} = \lambda_t^r \left(\frac{w_t}{w_t^*} \right)^{\sigma} L_t + \beta \xi_w E_t(\pi_{t+1})^{\sigma-1} \left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*} \right)^{\sigma} f_{2,t+1}, \quad (17)$$

Une observation plus approfondie des équations (15), (16) et (17) permet d'apprécier l'impact du taux d'inflation de long terme sur la dynamique du modèle. Lorsque ce dernier est positif, l'inflation anticipée $E_t(\pi_{t+1})$ prend des valeurs supérieures à 1 à l'état stationnaire et conséquemment l'équation auxiliaire f_1 (au numérateur) prend un poids relativement plus important que f_2 dans la fixation du salaire optimal. Le salaire demandé par les ménages au moment de la ré-optimisation sera donc plus élevé, augmentant ainsi la dispersion salariale. Par ailleurs, le terme $E_t(\pi_{t+1})$ multiplie aussi la valeur escomptée de la conjoncture future. Un taux d'inflation de long terme plus élevé engendrera donc un comportement plus tourné vers le futur (« forward looking ») de la part des ménages.

3.3 Firms

Les firmes sont en concurrence monopolistique pour la production de biens différenciés $X_t(j)$ vendus aux prix $P_t(j)$. La fonction de production prend la forme :

$$X_t(j) = A_t \Gamma_t(j)^\phi (\widehat{K}_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha})^{1-\phi} - \Upsilon_t F \quad (18)$$

Le problème de minimisation des coûts consiste en :

$$\min_{\widehat{K}_t(j), \Gamma_t(j), L_t(j)} P_t \Gamma_t(j) + R_t^k \widehat{K}_t(j) + W_t L_t(j) \quad (19)$$

Sous la contrainte :

$$A_t \Gamma_t(j)^\phi (\widehat{K}_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha})^{1-\phi} - \Upsilon_t F \geq \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\theta} X_t \quad (20)$$

Le terme $\widehat{K}_t(j)$ est une réécriture des services du capital présentés ci-haut :

$$\widehat{K}_t(j) = K_t(j)Z_t(j) \quad (21)$$

Le terme $\Gamma_t(j)$ représente des intrants intermédiaires en production achetés aux autres firmes selon une structure de production en boucle suivant Basu (1995) et Huang *et al.* (2004). Il est retranché de la production brute agrégée pour obtenir la production finale Y_t :

$$\Gamma_t = X_t - Y_t \quad (22)$$

Afin d'assurer l'absence de profits à long terme, on impose un coût fixe F qui est multiplié par le facteur de croissance déterministe Υ_t . Le paramètre α représente la part du capital dans la production et ϕ : la part des intrants intermédiaires. Les firmes doivent dépenser pour acheter les intrants intermédiaires au prix courant P_t , louer les services du capital au taux R_t^k et payer la main-d'œuvre au salaire W_t .

A_t sert à exprimer l'évolution de la productivité neutre (TFP) et comporte à la fois une composante tendancielle et une composante stochastique :

$$A_t = A_t^\tau \widetilde{A}_t \quad (23)$$

\widetilde{A}_t représente la composante stochastique et suit un processus AR(1), alors que A_t^τ évolue selon un taux de croissance déterministe g_A :

$$A_t^\tau = g_A A_{t-1}^\tau \quad (24)$$

Tout comme les ménages, les firmes font face à une probabilité de non ré-optimisation de leurs prix ξ_p^s . Lorsqu'elles sont autorisées à ré-optimiser elles le font en respectant la condition suivante :

$$p_t^* = \frac{\theta}{\theta - 1} \frac{x_{1,t}}{x_{2,t}} \quad (25)$$

Avec $x_{1,t}$ et $x_{2,t}$ écrit de manière récursive, on obtient :

$$x_{1,t} = \lambda_t^r m c_t X_t + \beta \xi_p E_t(\pi_{t+1})^\theta x_{1,t+1}, \quad (26)$$

$$x_{2,t} = \lambda_t^r X_t + \beta \xi_p E_t(\pi_{t+1})^{\theta-1} x_{2,t+1}, \quad (27)$$

On peut ici aussi observer l'effet du taux d'inflation de long terme par le biais du terme $E_t(\pi_{t+1})$ dans les équations (26) et (27). Un taux plus élevé pousse les firmes ré-optimisatrices à demander un prix supérieur et à accorder un poids plus important aux anticipations futures lors de sa fixation. Une analyse semblable du processus de fixation des prix au sein de leur modèle à prix rigides seulement est présentée par Ascari et Ropele (2009).

3.4 Politique monétaire

La politique monétaire est représentée par une règle de Taylor inspirée de celle proposée par Coibion et Gorodnichenko (2011) :

$$\tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^\rho [(\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi} (\tilde{y}_t)^{\alpha_y} (\tilde{x}_t)^{\alpha_x}]^{(1-\rho)} \varepsilon_t^r, \quad (28)$$

L'écart du taux d'inflation par rapport à un taux cible de long terme :

$$\tilde{r}_t = \frac{1 + i_t}{1 + i} \quad (29)$$

L'écart entre le taux d'inflation à court terme et sa cible de long terme :

$$\tilde{\pi}_t = \frac{\pi_t}{\pi} \quad (30)$$

L'écart entre le taux de croissance du PIB à court terme et le taux de croissance du PIB à l'état stationnaire (nommé ci-après : « output growth ») :

$$\tilde{y}_t = \frac{Y_t}{Y_{t-1}} g_Y^{-1} \quad (31)$$

L'écart entre le niveau du PIB à court terme le PIB potentiel mesuré dans une économie sans chocs¹, et sans rigidités de prix ou de salaire (nommé ci-après : « output gap ») :

$$\tilde{x}_t = \frac{Y_t}{Y_t^f} \frac{Y^f}{Y} \quad (32)$$

Ici le paramètre ρ exprime le niveau de lissage du taux d'intérêt. Le paramètre sur l'écart entre le taux d'inflation et sa cible est α_π . Les coefficients de réponse à l'écart entre le PIB et sa cible en niveau et en croissance sont respectivement α_x

1. Bien que la mesure théorique du PIB potentiel principalement utilisée dans la littérature implique l'inclusion des chocs exogènes, le calcul de l'équilibre des anticipations rationnelles fait intervenir uniquement la réponse de la banque centrale aux composantes endogènes du modèle. En utilisant une mesure de l'« output gap » basée sur le PIB potentiel sans chocs, les résultats concernant l'équilibre des anticipations rationnelles ne sont donc pas affectés. Cette mesure est plus aisément comparable avec les mesures empiriques d'« output gap » basées sur l'écart entre le PIB et sa tendance de long terme (pour plus de détails, voir Coibion et Gorodnichenko (2008)).

et α_y . Les variables non indicées par t correspondent aux valeurs tendanciennes, ou de long terme alors que l'indice f fait référence au PIB tendanciel dans une économie où les prix et les salaires sont flexibles. On peut imposer un choc stochastique ε_t^r de moyenne nulle à la politique monétaire.

Le terme g_Y est finalement une mesure de la croissance moyenne de long terme du PIB. Celui-ci correspond au taux de croissance du facteur déterministe Υ_t présenté plus tôt. La croissance dans le présent modèle provient à la fois de l'évolution de la technologie neutre et de la technologie spécifique à l'investissement de telle sorte que :

$$\Upsilon_t = (A_t^r)^{\frac{1}{(1-\phi)(1-\alpha)}} (\varepsilon_t^{I,r})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (33)$$

Notons ici l'impact des termes α et ϕ sur le facteur de croissance déterministe Υ_t . La part du capital en production amplifie les effets de l'évolution déterministe de la technologie neutre et de la technologie spécifique à l'investissement sur le taux de croissance global alors que la part des intrants intermédiaires amplifie directement les effets de l'évolution de la technologie neutre, mais pas les effets de l'évolution de la technologie spécifique à l'investissement. Dans la plupart des modèles néo-keynésiens standards, où $\phi = 0$, cet effet est complètement absent.

CHAPITRE IV

CALIBRATION

La calibration retenue pour les simulations vise à reproduire les principales hypothèses posées par Coibion et Gorodnichenko (2011) tout en assurant la correspondance avec les valeurs observées sur la période échantillonnale élargie de 1960 à 2007. Suivant ces auteurs, le taux d'escompte β est calibré à 0.99, l'élasticité Frish d'offre de travail χ est unitaire alors que le paramètre de désutilité du travail η est de 6 ce qui implique une proportion travail-loisir de 1/3 à l'état stationnaire. L'élasticité de substitution entre les biens θ est de 10 ce qui implique une majoration désirée de 11 %. L'élasticité de substitution entre les expertises de travail σ est de 6 engendrant un niveau de majoration de 20 %¹. La probabilité Calvo de non ré-optimisation des prix ξ_p est calibrée à 0.55 de façon à engendrer un réajustement à chaque 7 mois en moyenne suivant Coibion et Gorodnichenko (2011). Pour les salaires, ξ_w , une valeur de 0.75 est retenue, ce implique un ajustement à chaque 12 mois, en ligne avec les estimations sur micro-données de

1. L'élasticité de substitution entre les biens est choisie suivant Coibion et Gorodnichenko (2011) pour sa correspondance avec les estimations de Burnside (1996) et Basu et Fernald (1997). Pour les expertises de travail elle correspond à la valeur adoptée par Ascari *et al.* (2015). La calibration de ces deux paramètres reproduit par ailleurs celle de Liu et Phaneuf (2007).

Barattieri, Basu et Gottschalk (2014). Le paramètre de formation d'habitudes de consommation b choisi est 0.8.

Les paramètres liés à la de production et au capital sont calibrés suivant Ascari *et al.* (2015). La part des services du capital α est de 1/3 alors que celles des intrants intermédiaires ϕ est 0.612². La dépréciation du capital physique δ est 0.025. Le paramètre de coûts d'ajustement d'investissement κ est de 3. γ_2 est calibré à 0.05 et γ_1 est choisi de façon à obtenir un taux d'utilisation du capital de 1 à l'état stationnaire.

La croissance réelle du PIB per capita est fixée à 2.3 % par année afin de correspondre à la moyenne observée pour la période allant de 1960 à 2007 ; ceci implique $g_Y = 1.005712$. La part de cette croissance générée par la croissance de la technologie spécifique à l'investissement $g_e^I = 1.00472$ est obtenue par la valeur du prix relatif de l'investissement sur les données du BEA selon la méthodologie détaillée par Ascari *et al.* (2015). La part de la croissance provenant de la technologie neutre $g_A^{1-\phi} = 1.0022$ est obtenue de façon résiduelle. Ces valeurs correspondent à la calibration de base et seront appelées à changer lorsque chaque sous-période sera évaluée individuellement.

La variance des chocs stochastiques ε_t^r , \tilde{A}_t et ϑ_t est maintenue à zéro étant donné que l'analyse de l'indétermination de l'équilibre des anticipations s'effectue de façon analytique et dépend uniquement de la structure endogène du modèle

2. La calibration de la part des intrants intermédiaires est obtenue en multipliant le niveau de majoration des prix (« Markup ») à l'état stationnaire et le ratio moyen du coût des matériaux sur les ventes (voir Ascari *et al.* (2015)).

comme expliqué par Woodford et Walsh (2005).³ Il n'est donc pas nécessaire de résoudre le modèle par simulations stochastiques.

Malgré une calibration comparable, le modèle de référence étudié se distingue cependant de plusieurs manières du modèle utilisé par Coibion et Gorodnichenko (2011) dans leur étude de la Grande Modération. Plusieurs ingrédients théoriques nouveaux qui sont de plus en plus utilisés dans la littérature viennent s'ajouter pour enrichir la dynamique. Le tableau 4.1 présente un comparatif des principaux ingrédients théoriques des deux modèles. Les effets des nouveaux ingrédients sur l'indétermination de l'équilibre des anticipations seront évalués plus en profondeur au chapitre VI.

3. Le modèle est résolu de façon log-linéaire en utilisant l'outil « Dynare » l'indétermination est détectée par l'inégalité entre le nombre de racines hors du cercle unitaire et le nombre de variables non prédéterminées (« forward-looking ») suivant Blanchard et Kahn (1980).

Tableau 4.1 Comparatif des ingrédients théoriques présents dans le modèle de Coibion et Gorodnichenko (2011) et dans le modèle de référence.

Ingrédients théoriques	Coibion et Gorodnichenko (2011)	Modèle de référence (Ascari <i>et al.</i> , 2015)
Rigidités nominales	- Prix (Calvo $\xi_p = 0.55$)	- Prix (Calvo $\xi_p = 0.55$) - Salaires (Calvo $\xi_p = 0.75$)
Production	- Travail seulement	- Travail - Capital ($\alpha = 1/3$) - Intrants intermédiaires ($\phi = 0.61$)
Rigidités réelles	- Main d'œuvre spécifique aux firmes	- Habitudes de consommation ($b = 0.8$) - Coûts d'ajustement d'investissement ($\kappa = 3$) - Utilisation variable du Capital ($\gamma_2 = 0.05$)
Croissance réelle	- TFP (Marche aléatoire avec dérive)	- TFP (Stationnaire avec tendance) - IST (Stationnaire avec tendance)
Chocs exogènes	- TFP	- TFP (\tilde{A}_t) - MEI (ϑ_t) - Politique monétaire (ε_t^r)

CHAPITRE V

RÈGLE DE TAYLOR ET TAUX D'INFLATION TENDANCIEL

Au sein de la présente modélisation, la spécification de la règle de Taylor utilisée comprend à la fois une réponse aux écarts entre le taux d'inflation à court terme et sa cible de long terme, (ci-après : écarts de l'inflation), une réponse à l'écart entre le PIB et sa cible en niveau (« output gap »), une réponse aux écarts du taux de croissance du PIB (« output growth ») ainsi qu'un coefficient de lissage du taux d'intérêt. La présente section vise à approfondir l'effet de différentes calibrations de chaque coefficient de la règle monétaire sur la prévalence de l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles.

Pour chaque variable ciblée par la banque centrale, une formulation simple et une formulation complète de la règle de Taylor seront évaluées. La formulation appelée règle simple (RS) fera appel soit : à une réponse à la variable étudiée seule, ou à une combinaison de la réponse à la variable étudiée et de la réponse minimale à l'écart du taux d'inflation permettant l'équilibre des anticipations rationnelles.

La règle complète (RC) utilisera une calibration standard pour les modèles DSGE d'échelle moyenne, la même qu'adoptée par Ascari *et al.* (2015), soit :

$$RC : \quad \tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^{0.8} [(\tilde{\pi}_t)^{1.5} (\tilde{y}_t)^{0.2}]^{(1-0.8)},$$

On a donc un lissage du taux d'intérêt de : $\rho = 0.8$, un coefficient sur les écarts de l'inflation : $\alpha_\pi = 1.5$ et un coefficient sur les écarts du taux de croissance : $\alpha_y = 0.2$. Pour des raisons qui deviendront claires à la lecture de ce chapitre, le coefficient sur l'« output gap » : α_x est absent de la règle dite complète. Cette calibration est uniquement adoptée aux fins de l'analyse et vise à conserver des valeurs plausibles pour chaque coefficient sans faire d'hypothèses fortes au sujet de la fonction de réaction de la banque centrale. Ces coefficients sont à mi-chemin entre les valeurs estimées avant et après la Grande Modération par différents auteurs (Clarida *et al.*, 2000; Orphanides, 2004; Coibion et Gorodnichenko, 2011; Smets et Wouters, 2007).

5.1 Réponse à l'écart entre le taux d'inflation et sa cible

La réponse aux écarts de l'inflation est centrale dans le rôle de la politique monétaire. Conformément à ce qui est observé par Hornstein et Wolman (2005); Kiley (2007); Ascari et Ropele (2009); Coibion et Gorodnichenko (2011) et Arias *et al.* (2015), une réponse suffisamment forte à l'inflation de court terme est nécessaire pour assurer un équilibre déterminé des anticipations rationnelles lorsque le taux d'inflation de long terme prend des valeurs positives.

La figure 5.1 présente la réponse aux écarts du taux d'inflation nécessaire au maintien de l'équilibre des anticipations rationnelles lorsque le taux d'inflation de long terme varie de 0 à 7 %. La règle simple utilisée ici fait intervenir seulement

les écarts du taux d'inflation à court terme :

$$RS : \quad \tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi},$$

La règle complète utilisée est la forme RC ci-haut utilisant un coefficient α_π qui doit varier en fonction du taux d'inflation de long terme. La zone claire représente l'espace paramétrique permettant l'existence de l'équilibre déterminé à la fois avec la règle simple et la règle complète. La zone grise correspond à l'espace paramétrique pour lequel une règle simple ne permet pas le maintien de l'équilibre déterminé, mais où la règle complète le permet. Finalement la zone grise foncée est l'espace pour lequel à la fois la règle simple et la règle complète mènent à l'indétermination de l'équilibre (I.É.).

En guise de comparaison, la figure présente aussi le résultat obtenu par Coibion et Gorodnichenko (2011) au sein d'un modèle moins complexe utilisant la même règle de Taylor simple que dans notre exercice. La ligne pointillée représente la limite entre l'équilibre déterminé et l'indétermination, la zone au-dessus de la ligne correspondant à l'équilibre alors que la zone en dessous à l'indétermination. La comparaison permet tout d'abord de constater que la réponse aux écarts de l'inflation nécessaire pour maintenir l'équilibre croît avec le taux d'inflation tendanciel dans les deux modèles. Par contre, pour toutes les valeurs du taux d'inflation de long terme, y compris des valeurs nulles, notre modèle requiert une réponse nettement plus élevée aux écarts du taux d'inflation afin de préserver l'équilibre.

Le principe de Taylor (indiqué par la ligne discontinue dans la figure 5.1) énoncé plus tôt stipulait qu'une réponse trop faible (soit $\alpha_\pi < 1$) aux écarts de l'inflation rend impossible l'atteinte d'un équilibre stable des anticipations alors qu'une

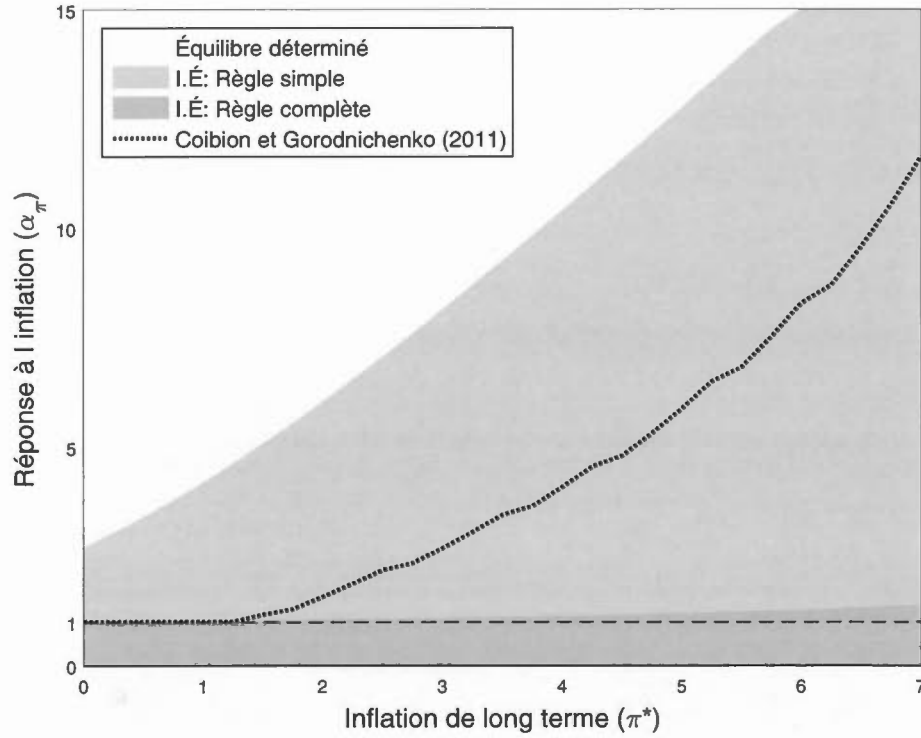


Figure 5.1 Équilibre des anticipations rationnelles et réponse aux écarts du taux d'inflation.

- Règle simple et Coibion et Gorodnichenko (2011) : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}$
- Règle complète : $\tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^{0.8} [(\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi} (\tilde{y}_t)^{0.2}]^{(1-0.8)}$

réponse supérieure à 1 est suffisante pour maintenir cet équilibre. Contrairement à ce qu'observent Coibion et Gorodnichenko (2011), nous observons que dans le présent modèle, bien que le principe de Taylor reste une condition nécessaire au maintien de l'équilibre déterminé, il n'est plus une condition suffisante même lorsque l'inflation tendancielle est nulle. Avec la calibration adoptée et un taux d'inflation de long terme de 0 %, la règle de Taylor simple doit comprendre un coefficient de réponse d'au moins 2.7 sur les écarts de l'inflation pour assurer l'équilibre des anticipations rationnelles.

Il est important de rappeler que le principe de Taylor est une condition suffisante au maintien de l'équilibre des anticipations seulement dans un cadre d'analyse relativement simple et à un taux d'inflation de long terme nul. Clarida *et al.* (2000); Coibion et Gorodnichenko (2011); Ascari et Ropele (2009) obtiennent ce résultat dans un modèle à prix rigide seulement utilisant une structure de production simple sans rigidités salariales ni frictions réelles. Hornstein et Wolman (2005) obtiennent plutôt un résultat semblable au nôtre dans un modèle plus complet incorporant des rigidités réelles en plus des rigidités de prix. Ces auteurs observent notamment que la réponse nécessaire au maintien de l'équilibre des anticipations rationnelles est non seulement sensible au niveau de rigidité de prix, mais aussi aux coûts d'ajustement d'investissement et ce, même lorsque le taux d'inflation de long terme est nul.

La difficulté à ancrer les anticipations rationnelles qui survient lorsque la politique monétaire réagit uniquement au taux d'inflation de court terme démontre l'importance du rôle joué par les autres variables prises en compte par la règle de Taylor. En adoptant une règle plus complète, le principe de Taylor reste une condition nécessaire et redevient une condition suffisante au maintien de l'équilibre lorsque le taux d'inflation de long terme prend des valeurs nulles et modérées. On observe d'ailleurs qu'une règle de politique monétaire complète requiert une réponse très faible aux écarts de l'inflation même lorsque le taux de long terme est élevé. Nous verrons que ceci est en grande partie attribuable à l'effet fortement stabilisateur de la réponse au taux de croissance du PIB.

5.2 Réponse à l'écart entre le taux de croissance du PIB et sa cible de long terme

En modulant son taux directeur en fonction de l'« output growth », la banque centrale contribue à stabiliser l'économie en favorisant le maintien de l'équilibre des anticipations rationnelles. Cet effet, aussi observé par plusieurs auteurs (Arias *et al.*, 2015; Coibion et Gorodnichenko, 2011) est fortement confirmé dans la présente spécification du modèle.

La figure 5.2 présente ici l'effet sur l'indétermination d'une règle simple comprenant une réponse aux écarts du taux de croissance du PIB. Le coefficient de réponse aux écarts de l'inflation α_π est maintenu à 1.01 afin de respecter la condition nécessaire du principe de Taylor et ainsi de permettre l'apparition d'un espace paramétrique admettant l'équilibre déterminé lorsque la réponse aux écarts du taux de croissance devient positive.

La règle simple est donc :

$$RS : \quad \tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{1.01} (\tilde{y}_t)^{\alpha_y},$$

La règle complète (RC) est celle présentée en introduction de ce chapitre où le coefficient sur l'« output growth » (α_y) est appelé à varier.

L'observation de la zone grise pâle à la figure 5.2 permet de constater que l'effet stabilisateur de réagir aux écarts du taux de croissance est quantitativement très important. Un coefficient de seulement 0.3 sur l'« output growth », accompagné du coefficient minimal permettant l'équilibre sur le paramètre lié au taux d'inflation ($\alpha_\pi=1.01$) est suffisant pour maintenir l'équilibre des anticipations rationnelles jusqu'à un taux d'inflation de tendancier de 7 %. En répondant faiblement aux écarts entre le taux de croissance et sa cible, la banque centrale

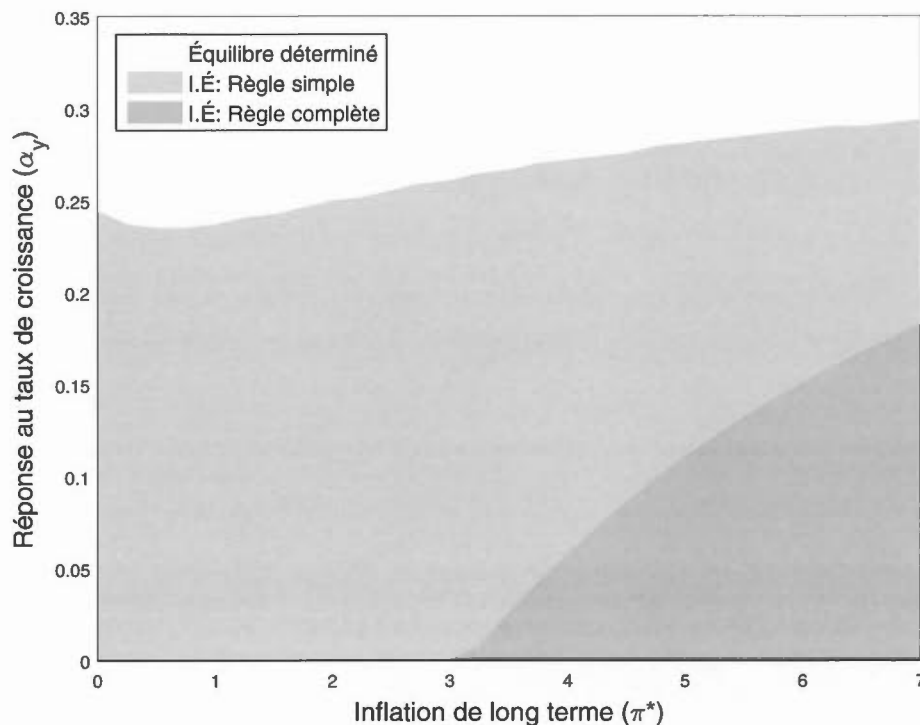


Figure 5.2 Équilibre des anticipations rationnelles et réponse à l'« output growth ».

- **Règle simple** : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{1.01} (\tilde{y}_t)^{\alpha_y}$
- **Règle complète** : $\tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^{0.8} [(\tilde{\pi}_t)^{1.5} (\tilde{y}_t)^{\alpha_y}]^{(1-0.8)}$

peut renforcer l'impact stabilisateur de sa réponse aux écarts de l'inflation et ainsi s'assurer de maintenir stabilité macroéconomique à des taux d'inflation de long terme élevés.

Dans le contexte d'une règle monétaire plus réaliste (règle complète), nous observons qu'à partir d'un taux d'inflation de long terme de 3 %, une réponse à l'« output growth » devient nécessaire afin d'assurer le maintien de l'équilibre déterminé des anticipations rationnelles. Une réponse, même très faible à ce coefficient apporte donc une contribution importante à la stabilisation d'une économie faisant face à un taux d'inflation tendanciel élevé. Par rapport à d'autres modèles

étudiant la réponse à l'« output growth » (voir Coibion et Gorodnichenko (2011); Arias *et al.* (2015)), l'effet stabilisateur est nettement plus important ici.

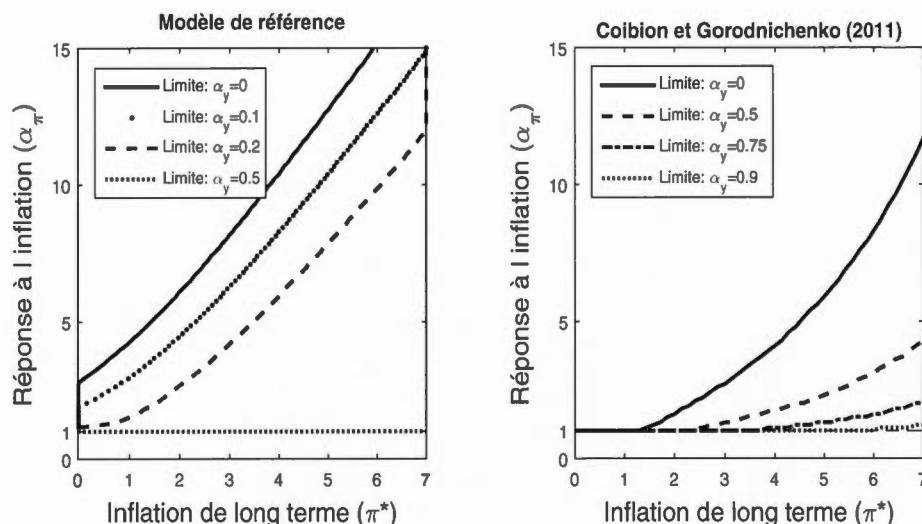


Figure 5.3 Effet de la réponse à l'« output growth » et aux écarts de l'inflation, comparaison entre le modèle de référence et Coibion et Gorodnichenko (2011).

- Règle de Taylor simple : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi} (\tilde{y}_t)^{\alpha_y}$

Les graphiques de la figure 5.3 présentent l'effet d'une règle répondant à la fois aux écarts entre l'inflation et sa cible et aux écarts du taux de croissance du PIB dans notre modèle et dans celui de Coibion et Gorodnichenko (2011). Lignes indiquent les limites entre les zones paramétriques permettant l'équilibre des anticipations rationnelles et celles où prévaut l'indétermination. Dans les deux graphiques, la zone indéterminée se trouve en dessous et/ou à droite des lignes. La principale distinction entre notre modèle et celui de Coibion et Gorodnichenko (2011) est la sensibilité de la zone indéterminée aux changements des valeurs de la réponse à l'« output growth » adoptée par la banque centrale. Dans notre modèle, une réponse de 0.5 à ce coefficient permet de retrouver le principe de Taylor comme condition suffisante à l'équilibre jusqu'à un taux d'inflation de long terme de 7 %. Dans le modèle utilisé par Coibion et Gorodnichenko (2011) la réponse aux

écarts entre l'inflation et sa cible doit être maintenue à au moins 4 pour maintenir l'équilibre, même si elle est combinée avec une réponse à l'« output growth » de 0.5. Une autre particularité du modèle de référence est l'apparition d'une relation non linéaire entre la réponse nécessaire aux écarts entre l'inflation et sa cible et le taux d'inflation de long terme lorsque la réponse à l'« output growth » prend certaines valeurs. Le graphique de gauche permet de constater qu'avec une réponse de 0.3 au taux de croissance du PIB, l'équilibre des anticipations rationnelles peut être atteint à la fois avec une réponse très faible et avec une réponse très élevée aux écarts de l'inflation lorsque la tendance de l'inflation est supérieure à 4 % par année. Dans de telles circonstances, une réponse modérée aux écarts entre l'inflation de court terme et sa cible de long terme peut donc être déstabilisatrice. Cet effet reflète la complexité accrue des interactions générées par les différents ingrédients théoriques présents dans notre modélisation.

5.3 Réponse à l'écart entre le PIB et sa cible en niveau : « output gap »

L'« output gap », tel que défini de façon théorique, correspond à la mesure de l'écart entre le niveau de PIB observé et la mesure du PIB qui serait obtenue en l'absence de rigidités nominales. Bien que cette définition théorique soit relativement consensuelle dans la littérature, il est difficile d'établir son équivalence avec les mesures d'« output gap » construites et utilisées par les principaux organismes et chercheurs en macroéconomie ¹. La définition d'« output gap » retenue dans le

1. Une mesure fréquemment utilisée est l'écart entre le PIB et le PIB potentiel calculé par le « US. Congressional Budget Office (2016) » (voir Clarida *et al.* (2000); Orphanides (2004); Coibion et Gorodnichenko (2011)). Plusieurs auteurs utilisent aussi des variantes de l'« output gap » reposant sur l'écart entre le PIB et une tendance de long terme obtenue par différentes méthodes de lissage (quadratique, filtre-HP) (Taylor (1999); Clarida *et al.* (2000); Orphanides (2004); Chadha, Sarno et Valente (2004)).

modèle repose sur une simplification, nous utilisons le PIB potentiel en l'absence de rigidités nominales et de tous chocs exogènes. Cette définition se rapproche alors théoriquement d'une simple mesure de l'écart entre le PIB de court terme et sa tendance de long terme. Comme mentionné plus tôt, cette simplification n'a pas d'impact sur l'analyse de l'indétermination des anticipations rationnelles et peut donc être utilisée sans perte de généralité ². En répondant à l'« output gap » tel que défini dans le présent modèle, nous observons que la politique monétaire génère plusieurs effets dont certains peuvent être indésirables.

La figure 5.4 explicite les effets de faire varier le coefficient sur l'« output gap » dans le cadre d'une règle simple comprenant aussi une réponse modérée au taux d'inflation ($\alpha_\pi = 1.5$). Cette valeur du coefficient sur l'inflation est choisie afin de permettre l'existence d'une zone paramétrique déterminée.

La règle simple est donc donnée par :

$$RS : \quad \tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{1.5} (\tilde{x}_t)^{\alpha_x},$$

La règle complète (RC) incorpore à la fois une réponse à l'« output gap » et à l'« output growth » :

$$RC : \quad \tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^{0.8} [(\tilde{\pi}_t)^{1.5} (\tilde{y}_t)^{0.2} (\tilde{x}_t)^{\alpha_x}]^{(1-0.8)},$$

Dans le cadre d'une règle monétaire simple, soit avec « output gap » et réponse aux écarts d'inflation seulement, une réponse très faible à l'« output gap » peut

2. Il est important de noter que pour une analyse reposant sur des simulations stochastiques du modèle à l'intérieur de l'espace déterminé, l'utilisation d'une mesure basée sur l'écart à la tendance du PIB pourrait engendrer des résultats différents de ceux obtenus en vertu de la définition théorique standard de l'« output gap ».

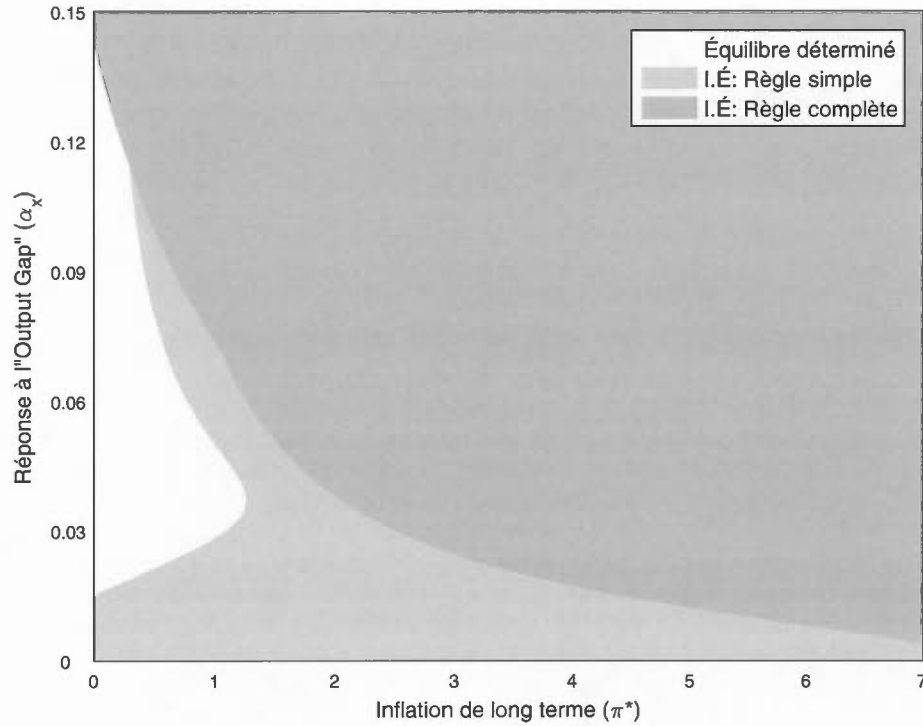


Figure 5.4 Équilibre des anticipations rationnelles et réponse à l'« output gap ».

- **Règle simple** : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{1.5}(\tilde{x}_t)^{\alpha_x}$
- **Règle complète** : $\tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^{0.8}[(\tilde{\pi}_t)^{1.5}(\tilde{y}_t)^{0.2}(\tilde{x}_t)^{\alpha_x}]^{(1-0.8)}$

contribuer à ancrer les anticipations rationnelles. Cependant aussitôt que la force de la réponse dépasse un seuil faible (ici $\alpha_x \cong 0.035$), cet effet s'inverse. Ainsi, contrairement à l'effet du coefficient sur l'écart du taux de croissance du PIB, le coefficient sur l'écart en niveau sera principalement déstabilisateur. L'effet déstabilisateur du coefficient sur l'« output gap » est tellement important qu'à partir de seulement 0.15, l'équilibre des anticipations rationnelles devient impossible à maintenir même à un taux d'inflation de long terme nul. Il serait alors nécessaire d'augmenter la réponse aux écarts de l'inflation pour contrecarrer cet effet néfaste de la réponse à l'« output gap ».

En faisant appel à une règle de Taylor plus complète, l'effet bénéfique d'une réponse faible à l'« output gap » perd sa pertinence : on obtient déjà l'équilibre des anticipations rationnelles jusqu'à un taux de long terme de 7 % lorsque la réponse à l'« output gap » est nulle. Cependant, plus le taux d'inflation de long terme augmente, plus il est nécessaire de modérer la réponse à l'« output gap » pour préserver l'équilibre.

Une investigation plus approfondie a par ailleurs démontré que, dans une règle de Taylor plus complète qui combine à la fois une réaction à l'« output gap » et à l'« output growth », l'effet de la réponse à l'« output gap » domine presque entièrement celui de la réponse à l'« output growth ». Il est pour ainsi dire impossible de contrecarrer l'effet déstabilisateur de l'« output gap » en augmentant la force de la réponse aux écarts du taux de croissance du PIB. L'accroissement de la zone déterminée associé à la règle complète dans la figure 5.4 est donc principalement attribuable à l'effet bénéfique du coefficient de lissage.

La figure 5.5 présente les résultats obtenus en adoptant une règle de politique monétaire analogue à celle utilisée par Coibion et Gorodnichenko (2011) pour observer les effets de l'« output gap ». Nous calibrons donc différentes valeurs de du coefficient sur l'« output gap » (α_x) afin d'observer la réponse minimale aux écarts de l'inflation nécessaire au maintien de l'équilibre des anticipations rationnelles. Sur la figure, l'espace paramétrique correspondant à l'indétermination de l'équilibre se trouve encore une fois sous les courbes dans les deux graphiques. Nous observons tout d'abord que dans les deux modèles, des réponses faibles à l'« output gap » favorisent l'équilibre des anticipations rationnelles par rapport à une réponse nulle à cette variable. Par contre, lorsque la réponse à l'« output gap » devient plus importante, son effet sur la capacité à soutenir l'équilibre des anticipations rationnelles est négatif. Une différence majeure entre les deux mo-

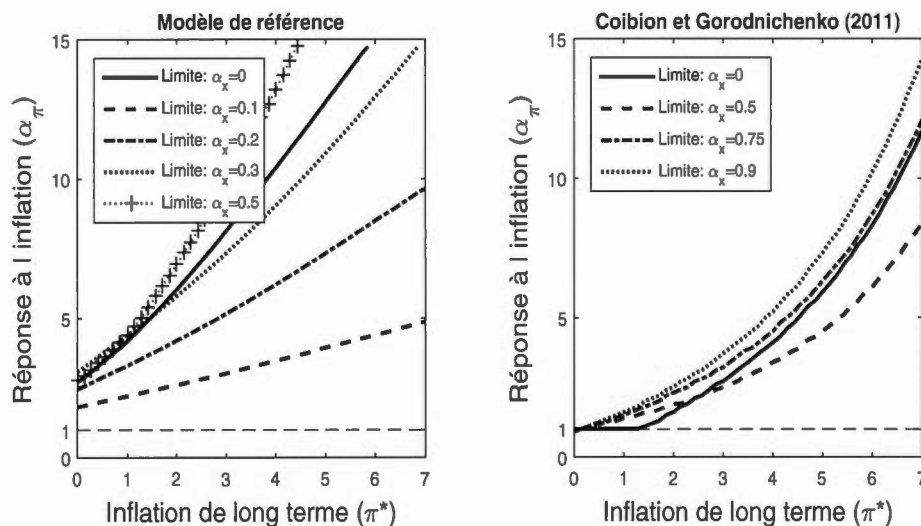


Figure 5.5 Effet de la réponse à l'« output gap » et aux écarts de l'inflation, comparaison entre le modèle de référence et Coibion et Gorodnichenko (2011).

- Règle de Taylor simple : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi} (\tilde{x}_t)^{\alpha_x}$

dèles ressort de cette comparaison : comme pour la réponse à l'« output growth », la zone d'indétermination est beaucoup plus sensible aux variations de la réponse à l'« output gap » dans notre modèle que dans celui proposé par Coibion et Gorodnichenko (2011). De même, l'effet déstabilisateur de réagir à des variations de l'« output gap » se fait sentir pour des valeurs beaucoup plus faibles ($\alpha_x < 0.5$) de la réponse à cette variable. Ainsi, si les résultats de Coibion et Gorodnichenko (2011) peuvent être compris comme une mise en garde contre les impacts déstabilisateurs de l'utilisation de l'« output gap » comme mesure du cycle, notre modèle confirme et renforce une telle mise en garde.

Ces observations soulèvent deux points importants concernant l'« output gap » :

- L'impact fortement déstabilisateur de la réponse à cette mesure du cycle ainsi que son interaction avec la réponse au taux de croissance du PIB suggère que les autorités monétaires auraient intérêt à abandonner entièrement une cible basée sur le niveau du PIB au profit d'une cible basée plutôt sur son taux de croissance. Cette observation s'ajoute à un argumentaire de plus en plus important (Ascari et Ropele, 2009; Coibion et Gorodnichenko, 2011; Orphanides et Williams, 2006; Walsh, 2003; Sims, 2013; Arias *et al.*, 2015) en faveur de l'abandon de la cible d'« output gap »³.
- Les estimations empiriques d'une règle de Taylor basées sur les mesures d'« output gap » construites à partir de données publiées de PIB potentiel ou extraites à l'aide d'une tendance non linéaire (ex : filtre HP (Hodrick et Prescott, 1997)) prédisent des coefficients de réponse à l'« output gap »⁴ qui ne pourraient pas, au sein de la présente modélisation, permettre le maintien de l'équilibre des anticipations rationnelles dans des conditions économiques réalistes.

3. Ascari et Ropele (2009); Coibion et Gorodnichenko (2011); Arias *et al.* (2015), s'intéressent plus particulièrement à l'impact déstabilisateur de l'« output gap » lorsque le taux d'inflation de long terme est positif. Orphanides et Williams (2006), dans un modèle néo-keynésien simple où seuls les prix sont rigides, trouvent que la cible d'« output gap » n'est pas favorable à la stabilité dans un cadre d'information imparfaite. Walsh (2003) et Sims (2013) s'intéressent aux coûts en bien-être qu'une règle monétaire réagissant aux écarts du PIB en niveau incombe à la société.

4. Les estimations du coefficient de réponse à l'« output gap » varient entre 0.18 (Orphanides, 2004) et 0.93 Clarida *et al.* (2000) pour la sous période Volcker-Greenspan.

Une explication possible de cette incohérence repose sur le fait que les mesures d'« output gap » observées empiriquement ne correspondent pas nécessairement à la mesure théorique de ce dernier utilisée dans la modélisation.⁵

D'autre part, les estimations paramétriques des coefficients de la règle de Taylor effectuées par des méthodes Bayésiennes au sein de modèles DSGE d'échelle moyenne (Smets et Wouters, 2007 ; Justiniano, Primiceri et Tambalotti, 2009 ; Christiano, Eichenbaum et Trabandt, 2015 ; Arias *et al.*, 2015) produisent des valeurs du coefficient de réponse à l'« output gap » beaucoup plus modérées. Plutôt que d'estimer la règle de Taylor isolément, cette méthodologie permet d'estimer directement les principaux paramètres du modèle complet, y compris ceux associés à une règle de Taylor respectant les hypothèses de modélisation. Les estimations du coefficient sur l'« output gap » obtenues par cette méthodologie varient entre 0.01 (Arias *et al.*, 2015) et 0.17 (Smets et Wouters, 2007). L'utilisation d'une telle calibration au sein de notre modèle simulé pourrait ainsi permettre le maintien de l'équilibre des anticipations rationnelles. Contrairement à une approche basée sur l'estimation d'une règle de Taylor isolément, l'estimation au sein d'un modèle DSGE fait directement appel au concept d'« output gap » théorique. Ceci permet de contourner le problème de l'incertitude concernant la mesure.

5. Cette critique fut initialement soulevée par la littérature concernant la validité empirique de la courbe de Phillips Néo-Keynesienne. Pour palier à ce problème, Galí et Gertler (1999) et Galí, Gertler et Lopez-Salido (2001) proposent plutôt l'utilisation de mesures du coût marginal réel comme indicateurs de l'« output gap ». Cette idée est reprise dans le contexte d'une règle monétaire par Woodford (2001) ainsi que Chadha *et al.* (2004) et constitue une avenue intéressante pour la recherche future concernant l'estimation empirique de la règle de Taylor.

5.4 Coefficient de lissage du taux d'intérêt

Les recherches empiriques concernant la règle de Taylor semblent démontrer que le lissage du taux d'intérêt joue un rôle important pour la conduite de la politique monétaire⁶. En empêchant tout changement brusque et inattendu du taux d'intérêt, le lissage favorise la détermination de l'équilibre des anticipations rationnelles en aidant les agents à ancrer leurs anticipations du taux d'intérêt futur. Cependant, l'intuition porte aussi à croire qu'un coefficient de lissage trop élevé rend moins opérantes les réponses de l'autorité monétaire à des conditions économiques (écarts du taux d'inflation par rapport à sa cible, écart du taux de croissance par rapport à sa cible) qui varient brusquement. Une trop grande persistance de la politique monétaire pourrait ainsi, dans certaines circonstances, nuire à la stabilisation macroéconomique.

La figure 5.6 utilise une règle simple comportant une réponse aux écarts du taux d'inflation permettant l'équilibre déterminé ($\alpha_\pi = 1.5$) et fait varier le coefficient de lissage du taux d'intérêt entre 0 et 0.99⁷. La règle simple (RS) est donc :

$$RS : \quad \tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^\rho [(\tilde{\pi}_t)^{1.5}]^{(1-\rho)},$$

La règle complète est la forme RC présentée en début de chapitre dans laquelle le paramètre de lissage (ρ) est appelé à varier.

6. Coibion et Gorodnichenko (2011); Clarida *et al.* (2000); Orphanides (2004); Coibion et Gorodnichenko (2011); Smets et Wouters (2007); Justiniano *et al.* (2010); Arias *et al.* (2015); Christiano *et al.* (2015) estiment tous des coefficients de lissage significatifs et supérieurs à 0.5.

7. Une valeur de 1 impliquerait une politique monétaire non stationnaire et rendrait impossible la résolution du modèle.

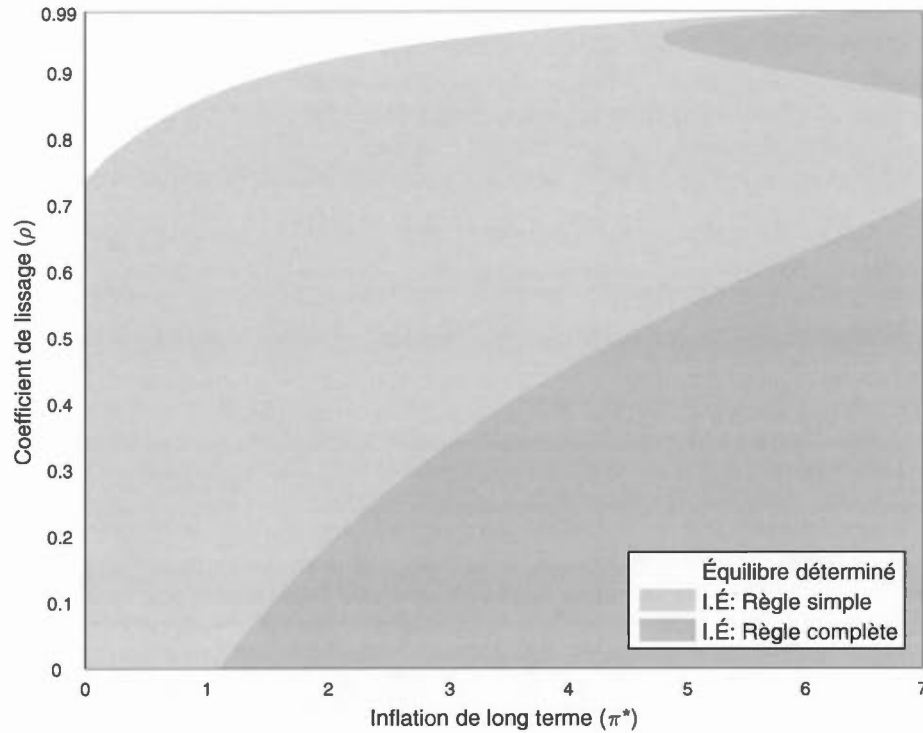


Figure 5.6 Effet du coefficient de lissage du taux d'intérêt directeur.

- **Règle simple** : $\tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^\rho [(\tilde{\pi}_t)^{1.5}]^{(1-\rho)}$
- **Règle complète** : $\tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^\rho [(\tilde{\pi}_t)^{1.5}(\tilde{y}_t)^{0.2}]^{(1-\rho)}$

Ces résultats attendus sont observés lors de simulations à l'aide de la présente modélisation. En lissant son taux directeur, la banque centrale contribue à l'atteinte de l'équilibre déterminé. Dans une règle de Taylor simple faisant appel à une réponse aux écarts d'inflation et au lissage seulement, augmenter le lissage a toujours une influence positive sur la capacité des agents à ancrer leurs anticipations lorsque le taux d'inflation de long terme devient plus élevé. Le cas limite d'un lissage presque complet ($\rho = 0.99$) admet même l'équilibre des anticipations lorsque le taux d'inflation tendanciel approche de 7 % par année.

Cependant, si on adopte une règle de Taylor plus complète, faisant aussi appel à un coefficient sur le taux de croissance du PIB, quelque chose d'intéressant se produit : pour certaines valeurs élevées du coefficient de lissage, à un taux d'inflation élevé, l'indétermination prévaut. Ce phénomène est observable par la forme à deux bosses de la zone d'indétermination de l'équilibre (Figure 5.6). Il semble dès lors que pour faire face à un taux d'inflation de long terme élevé, un coefficient de lissage aux alentours de 0.75 serait optimal lorsque combiné avec la règle complète. Des valeurs plus élevées conduiraient à un retour à l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles.

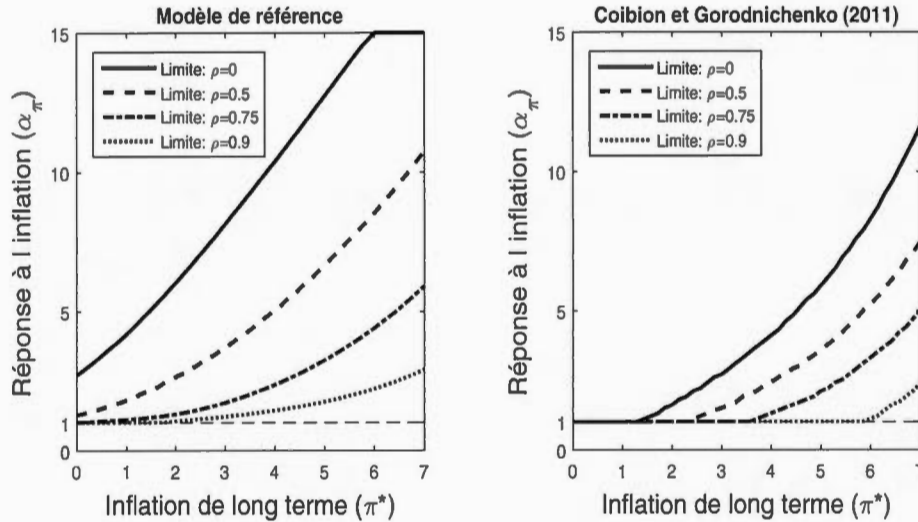


Figure 5.7 Effet du coefficient de lissage du taux d'intérêt directeur et de la réponse aux écarts de l'inflation, comparaison entre le modèle de référence et Coibion et Gorodnichenko (2011).

- **Règle de Taylor simple** : $\tilde{r}_t = (\tilde{r}_{t-1})^\rho [(\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}]^{(1-\rho)}$

Nous présentons à la figure 5.7, une comparaison entre les effets d'une règle combinant la réponse aux écarts de l'inflation et le lissage dans le modèle de référence et dans celui utilisé par Coibion et Gorodnichenko (2011). Globalement, les effets de faire varier le niveau de lissage du taux d'intérêt sont qualitativement

semblables dans les deux modèles. Encore une fois, notre modèle semble présenter une sensibilité accrue de la zone d'indétermination aux variations du coefficient. De plus, alors que l'augmentation du niveau de lissage est en mesure de ramener le principe de Taylor pour des valeurs plus élevées du taux d'inflation de long terme dans le modèle de Coibion et Gorodnichenko (2011), ce résultat n'est pas obtenu dans notre modèle. Pour un taux d'inflation de long terme donné (supérieur à zéro), l'augmentation du lissage diminue la réponse aux écarts de l'inflation nécessaire au maintien de l'équilibre des anticipations, mais jamais jusqu'à l'unité.

5.5 Formulations alternatives de la règle de Taylor complète et comparaison avec la littérature

Jusqu'à présent, nous avons observé une seule calibration d'une règle politique monétaire complète. Cette dernière exclue par ailleurs les interactions possibles entre les mesures du PIB en niveau et en croissance au sein de la même règle. Cette section vise donc à observer la réponse aux écarts de l'inflation par rapport à sa cible nécessaire pour maintenir l'équilibre, à différents taux d'inflation de long terme et pour différentes formulations plausibles d'une règle de Taylor plus complète. Pour se faire, des formulations estimées précédemment dans la littérature seront utilisées afin de générer les résultats.

Le tableau 5.1 présente les différentes calibrations des paramètres de la règle de Taylor observées. Deux cas comportant chacun une déclinaison pré et post-Volcker font l'objet de cette analyse plus approfondie.

Nous observons les impacts d'une règle complète incorporant à la fois une réponse à l'« output growth » et à l'« output gap » en plus d'incorporer le lissage de taux d'intérêt et la réponse à l'inflation de court terme. Deux méthodologies d'estimation différentes sont comparées. La règle estimée par Coibion et Gorodnichenko

Tableau 5.1 Valeurs des paramètres de la règle de Taylor estimées dans la littérature.

Règle de Taylor estimée	α_π	α_y	α_x	ρ
Coibion et Gorodnichenko (2011)				
Pré-Volcker 1969-1979	0.79	0.04	0.48	0.63
Post-Volcker 1983-2002	1.58	2.21	0.44	0.9
Smets et Wouters (2007)				
Pré-Volcker 1966-1979	1.65	0.17	0.20	0.81
Post-Volcker 1984-2004	1.77	0.08	0.16	0.84

(2011) est obtenue par moindre carré non linéaire en utilisant les données disponibles aux réunions du « Federal Open Market Committee »⁸ au moment de la fixation du taux directeur. Une telle approche a l'avantage d'être relativement simple et d'éviter les problèmes associés à l'endogénéité des variables explicatives. Cependant, comme mentionné plus tôt, les variables utilisées par le FOMC ne correspondent pas nécessairement aux définitions théoriques sur lesquelles repose le modèle.

Smets et Wouters (2007) estiment aussi une règle comprenant à la fois une réponse aux variations du PIB en niveau et en croissance. Par contre, l'estimation s'effectue directement au sein du modèle DSGE par l'approche de vraisemblance Bayésienne. Le modèle utilisé par ces auteurs se rapproche de celui de Ascari *et al.* (2015) avec l'exception notable qu'il n'incorpore pas d'intrants intermédiaires en production. La définition de l'« output gap » utilisée correspond précisément à celle retenue dans notre analyse.

8. Le « Federal Open Market Committee » (FOMC) est le comité de la Réserve fédérale américaine chargé de prendre les décisions concernant les taux d'intérêt directeurs.

La figure 5.8 permet de constater certains faits importants. Tout d'abord, même lorsque l'influence du taux d'inflation de long terme et de la réponse de la banque centrale aux écarts de l'inflation est maintenue fixe, l'effet de passer de la règle pré-Volcker à post-Volcker est stabilisateur pour les deux calibrations. De plus, en comparant les calibrations post-Volcker des deux modèles, nous observons que malgré une réponse au taux de croissance du PIB beaucoup plus forte et un niveau de lissage plus élevé, la règle estimée par Coibion et Gorodnichenko (2011) une réponse plus forte aux écarts de l'inflation pour assurer la stabilité de l'équilibre. Ceci porte à croire que c'est principalement l'influence du coefficient de réponse à l'« output gap » qui explique les divergences entre les deux règles, ce dernier étant nettement plus faible dans la règle estimée par Smets et Wouters (2007).

L'importance de l'impact déstabilisateur de l'« output gap » distingue ainsi notre modèle de ceux utilisés par Coibion et Gorodnichenko (2011) et Smets et Wouters (2007). La figure 5.8 permet de voir que pour des valeurs plausibles de taux d'inflation de long terme, aucunes des règles présentées ne satisferait les conditions nécessaires à l'équilibre des anticipations rationnelles avec la réponse aux écarts de l'inflation estimée.

Nous notons aussi que, quelle que soit la calibration de la règle de Taylor utilisée, les principaux constats regardant la relation entre l'inflation de long terme et la réponse requise pour l'équilibre demeurent pertinents. Tout d'abord, il existe toujours un risque croissant d'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles lorsque l'inflation de long terme prend des valeurs élevées. Par ailleurs, nous observons aussi qu'en présence d'une réponse à l'« output gap » le principe de Taylor n'est plus une condition suffisante à l'équilibre pour toutes les règles observées. Ainsi, pour des réponses empiriquement plausibles de la banque cen-

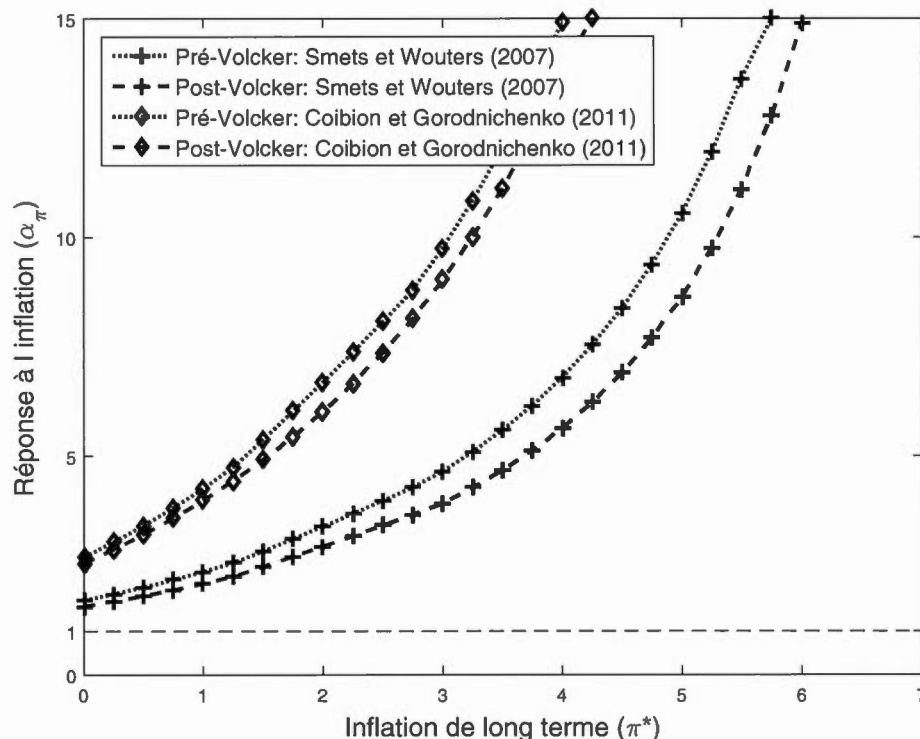


Figure 5.8 Réponse nécessaire aux écarts entre l'inflation et sa cible pour des calibrations de la règle de Taylor estimées pré et post-Volcker par Coibion et Gorodnichenko (2011) et Smets et Wouters (2007).

trale aux conditions macroéconomiques, le principe de Taylor est non seulement contredit pour des valeurs positives du taux d'inflation de long terme, mais aussi pour des valeurs nulles.

5.6 Sommaire des résultats

Dans ce chapitre, nous avons observé les effets de la réponse aux différentes variables dans la règle monétaire. Les coefficients de réponses sur chaque variable ont été successivement analysés en isolation au sein d'une règle simple puis au sein d'une règle de politique monétaire complète plus standard pour la calibra-

tion des modèles DSGE. Finalement, l'impact de règles monétaires complètes empiriquement plausibles a été observé en se basant sur les estimés de Coibion et Gorodnichenko (2011) et Smets et Wouters (2007).

Par rapport aux analyses précédemment effectuées par Coibion et Gorodnichenko (2011), nous trouvons tout d'abord que la complexité accrue de notre modèle implique un écart par rapport au principe de Taylor, même lorsque le taux d'inflation de long terme est nul. Aussitôt qu'une réponse aux écarts entre le taux de croissance du PIB et sa cible est introduite, l'impact stabilisateur est important. Cet impact est nettement supérieur à celui observé dans le modèle de Coibion et Gorodnichenko (2011).

L'impact du coefficient de réponse à l'« output gap » sur l'équilibre des anticipations rationnelle va dans le même sens dans notre modèle et dans celui de Coibion et Gorodnichenko (2011). Par contre, deux distinctions importantes sont à noter : son effet déstabilisateur est quantitativement beaucoup plus important dans notre modèle et sa présence dans la règle de Taylor altère aussi l'impact stabilisateur de la réponse aux autres variables.

CHAPITRE VI

EFFET DES INGRÉDIENTS THÉORIQUES SUR LA ZONE D'INDÉTERMINATION

La présente section vise à approfondir les impacts des principaux ingrédients théoriques utilisés dans le modèle sur l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles. L'accent portera sur la réponse aux écarts de l'inflation nécessaire afin de maintenir l'équilibre pour différentes formulations du modèle DSGE.

6.1 Main-d'œuvre spécifique aux firmes

Le modèle utilisé par Coibion et Gorodnichenko (2011) à la différence du présent modèle, fait appel au principe de main-d'œuvre spécifique aux firmes. Cette caractéristique a pour effet d'induire un niveau de complémentarité stratégique et un degré de rigidité nominale supérieur dans le modèle tel qu'observé par Woodford et Walsh (2005), Matheron (2006). Une construction et une calibration analogue à celle de Coibion et Gorodnichenko (2011), mais reposant sur l'hypothèse de main-d'œuvre homogène, produit aussi des résultats fondamentalement différents en ce qui a trait à l'équilibre des anticipations rationnelles : le principe de Taylor reste une condition suffisante à l'équilibre à un taux d'inflation de long terme élevé (de l'ordre de 7 %).

Ceci porte à croire que les résultats obtenus par Coibion et Gorodnichenko reposent fortement sur l'hypothèse de main-d'œuvre spécifique aux firmes. Cet effet de la spécificité du facteur travail sur l'équilibre des anticipations rationnelles est par ailleurs documenté en détail par Kurozumi et Van Zandweghe (2012). Selon ces auteurs, une structure avec main-d'œuvre homogène transmet l'effet de dispersion des prix par le biais de la courbe de Philips néo-keynésienne généralisée ce qui permet l'ajustement des anticipations lorsque le taux d'inflation de long terme est positif. Avec la main-d'œuvre spécifique aux firmes, cet effet est absent, ce qui réduit la capacité à ancrer les anticipations lorsque le taux d'inflation de long terme prend des valeurs légèrement supérieures à 0 %.

Tel qu'observé au chapitre précédent, l'effet adverse d'un taux d'inflation de long terme sur l'équilibre des anticipations rationnelles est existant dans notre modèle. Cependant, il s'explique par l'ensemble des rigidités nominales et réelles supplémentaires incluses, plutôt que par une hypothèse de spécificité de la main-d'œuvre.

6.2 Salaires rigides

L'ajout de rigidités nominales au niveau des salaires est un premier élément qui contribue à la relation positive entre le taux d'inflation de long terme et l'occurrence de l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles. En s'intéressant exclusivement à la réponse aux écarts du taux d'inflation nécessaire pour préserver l'équilibre¹, l'impact des différentes calibrations du niveau de rigidité des salaires sur le principe de Taylor apparait clairement. En adoptant la calibration de référence choisie pour la probabilité Calvo de non-réoptimisation des salaires ($\xi_w = 0.75$), il est clair que le principe de Taylor n'est plus une condition

1. La règle de Taylor est maintenue à sa définition la plus simple soit : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}$.

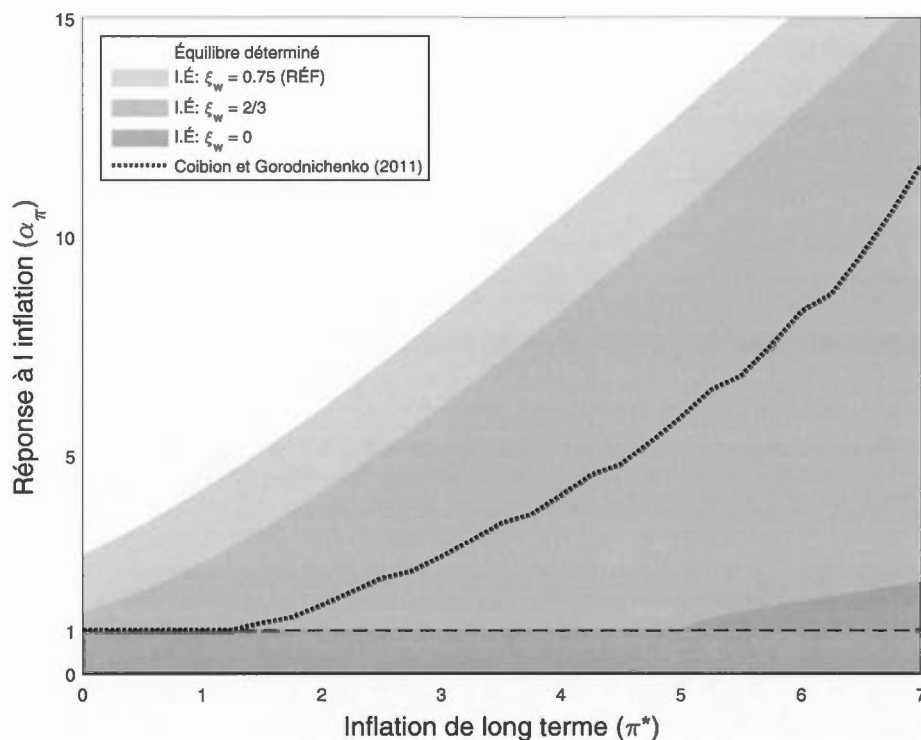


Figure 6.1 Indétermination et salaires rigides, réponse aux écarts de l'inflation nécessaire pour préserver l'équilibre des anticipations rationnelles pour différentes calibrations de la probabilité Calvo de non-réoptimisation des salaires ξ_w .

-Règle de Taylor simple : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}$.

suffisante au maintien de l'équilibre, et ce même lorsque le taux d'inflation de long terme est nul. En adoptant une calibration plus faible, mais tout de même justifiable² de la probabilité Calvo associée aux salaires, soit $\xi_w = 2/3$, la réponse aux écarts de l'inflation suffisante pour l'équilibre des anticipations rationnelles est plus faible pour n'importe quel taux d'inflation de long terme donné. Lorsque la probabilité Calvo est ramenée à zéro, ce qui implique une ré-optimisation des

2. Cette valeur est proche des estimations obtenues dans le cadre de modèles DSGE d'échelle moyenne semblables au présent modèle. Notamment, Christiano *et al.* (2005) obtiennent $\xi_w = 0.64$, Smets et Wouters (2007) : $\xi_w = 0.59$ et Justiniano *et al.* (2009) : $\xi_w = 0.70$.

salaires à chaque trimestre, le principe de Taylor est rétabli comme condition suffisante à l'équilibre jusqu'à un taux d'inflation tendanciel de 5 %.

Ces observations démontrent l'importance du rôle joué par la rigidité des salaires dans la dynamique du modèle. En générant un niveau élevé de dispersion salariale, cet ingrédient théorique modifie la dynamique de la persistance inflationniste de façon importante³, ce qui impose un ajustement plus grand de la politique monétaire suite à un écart entre le taux d'inflation et sa cible. L'inflation de long terme a aussi un impact important sur le niveau de majoration (« Markup ») des salaires à l'état stationnaire, comme l'expliquent Ascari *et al.* (2015).

La figure 6.1 présente aussi une comparaison avec les résultats obtenus par Coibion et Gorodnichenko (2011) dans le contexte d'un modèle plus simple retenant la même règle de politique monétaire. Bien que leur modèle ne comporte pas de rigidités salariales, la banque centrale doit tout de même répondre fortement aux écarts entre l'inflation et sa cible pour maintenir l'équilibre des anticipations lorsque le taux d'inflation de long terme augmente. Comme mentionné ci-haut, ceci s'explique par l'impact de l'hypothèse de main d'œuvre spécifique aux firmes auxquels font appel Coibion et Gorodnichenko (2011).

6.3 Croissance déterministe de la technologie neutre et de la technologie spécifique à l'investissement

Une autre caractéristique importante du modèle est l'apport des tendances déterministes du niveau de technologie neutre ainsi que du niveau de technologie spécifique à l'investissement. En supposant un taux de croissance du PIB réel nul, on constate que l'équilibre déterminé devient plus facile à obtenir pour un taux

3. Ambler, Guay et Phaneuf (2012), abordent en détails l'effet des rigidités salariales au sein d'un modèle simple.

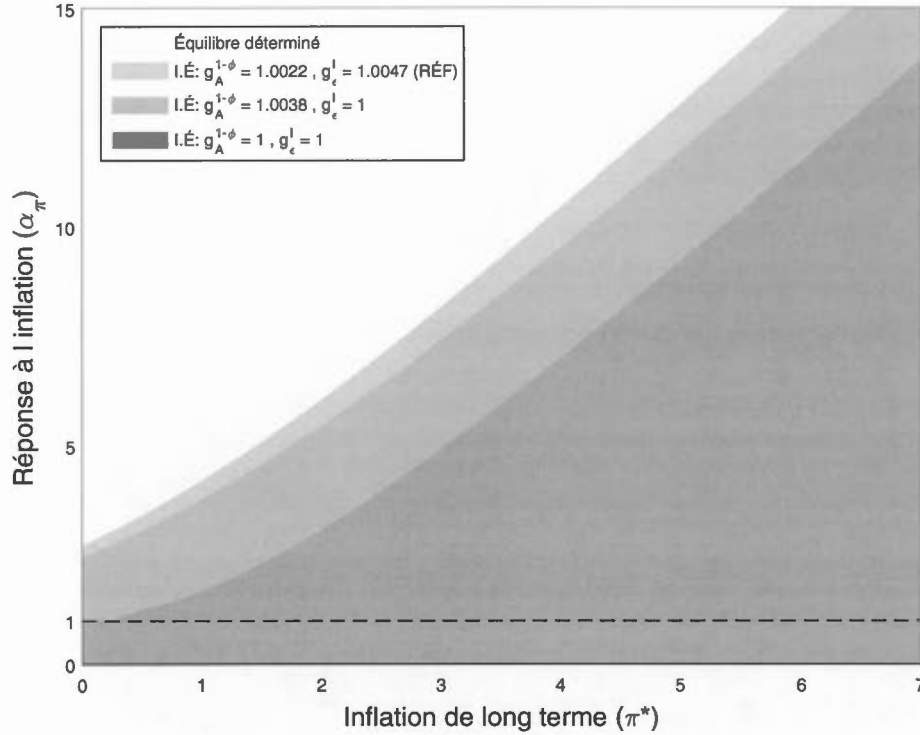


Figure 6.2 Indétermination et croissance déterministe, réponse aux écarts du taux d'inflation nécessaire pour préserver l'équilibre des anticipations rationnelles pour différentes calibrations de la croissance de la technologie neutre $g_A^{1-\phi}$ et de la technologie spécifique à l'investissement g_ϵ^I .

-Règle de Taylor simple : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}$.

d'inflation de long terme donné. Ceci reste vrai, quelque soit l'origine technologique de la croissance réelle observée (neutre ou spécifique à l'investissement). La figure 6.2 compare la réponse aux écarts du taux d'inflation requise pour préserver l'équilibre des anticipations rationnelles lorsque le taux de croissance est nul, lorsque la croissance est générée uniquement par la technologie neutre (TFP) ainsi que lorsque cette dernière est générée par une combinaison des chocs technologiques neutre et spécifique à l'investissement (IST) selon la calibration standard. Le modèle de référence implique un taux de croissance du PIB annuel

(g_Y) de 2.3 % causé par une croissance de la technologie spécifique à l'investissement (g_ϵ^I) de 1.9 % et une croissance de la technologie neutre mesurée ($g_A^{1-\phi}$) de 0.9 %. Le modèle où toute la croissance observée est générée par la TFP implique un taux de croissance de cette technologie de 1.5 % par année ($g_A^{1-\phi} = 1.0038$). Pour un taux d'inflation de long terme donné, on constate q'il existe une relation positive entre le taux de croissance de la technologie, et par conséquent le taux de croissance du PIB réel per capital, et la réponse aux écarts du taux d'inflation requise pour préserver l'équilibre des anticipations.

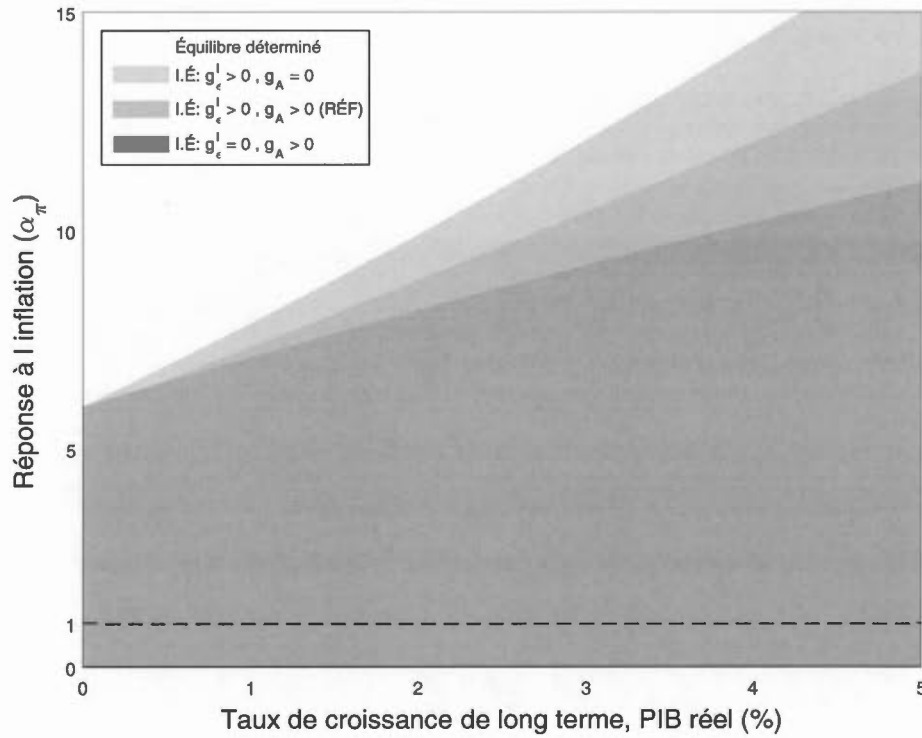


Figure 6.3 Indétermination et variations du taux de croissance du PIB, Croissance générée uniquement par la technologie spécifique à l'investissement ($g_\epsilon^I > 0, g_A = 0$), Croissance générée uniquement par la technologie neutre ($g_\epsilon^I = 0, g_A > 0$), Croissance générée par les deux sources dans la proportion observée sur l'échantillon ($g_\epsilon^I > 0, g_A > 0$).

-Règle de Taylor simple : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}$.

La figure 6.3 explicite la relation entre le taux de croissance généré par l'évolution technologique et la stabilité de l'équilibre des anticipations rationnelles. Le taux d'inflation de long terme est maintenu fixe à sa valeur moyenne observée sur l'échantillon complet ($\pi^* = 1.008675$) et la politique monétaire répond uniquement aux écarts entre l'inflation et sa cible. On observe ici l'impact sur l'équilibre d'un taux de croissance de long terme du PIB per capita variant de 0 à 5 % par année. La figure compare les effets des différents niveaux de croissance générés soit par la croissance de la TFP uniquement, soit par la croissance de l'IST, ou par une combinaison de taux de la croissance de ces deux mesures maintenue dans une proportion fixe. La proportion de la croissance générée par la TFP et l'IST pour cet exercice est choisie pour correspondre à la proportion mesurée sur l'échantillon 1960-2007⁴. Il apparaît clairement qu'une croissance générée par l'évolution déterministe de la technologie spécifique à l'investissement aura un effet plus déstabilisateur qu'une croissance générée par la TFP ou qu'une croissance d'origine hybride. Avec une croissance d'origine hybride telle qu'observée empiriquement, la banque centrale doit plus que doubler sa réponse aux écarts de l'inflation lorsque le taux de croissance passe de 0 à 5 % à long terme. Comme l'expliquent Ascari *et al.* (2015) la croissance tendancielle du PIB réel a un impact important sur le « Markup » salarial ce qui augmente la dispersion salariale. Ce niveau accru de distorsion aura conséquemment un impact sur l'équilibre des anticipations rationnelles.

4. La proportion fixe est calculée à partir des moyennes échantillonales de la façon suivante : $g_A^{1-\phi}/g_\epsilon^I = 1.0022/1.00472$.

6.4 Production et rigidités réelles

La section suivante s'intéresse aux effets de la structure de production, ainsi qu'aux rigidités réelles qui y sont associées. Dans le modèle, la structure de production de chaque firme fait appel à la main-d'œuvre, aux services du capital et à un intrant intermédiaire qui est en fait la production achetée à d'autres firmes aux prix courants. La fonction de production pour une firme prend donc la forme suivante :

$$X_t(j) = A_t \Gamma_t(j)^\phi (\widehat{K}_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha})^{1-\phi} \quad (34)$$

Avec α , la part des intrants associés aux services du capital et ϕ la part d'intrants intermédiaires achetés aux autres firmes. Cette fonction de production induit un niveau de complexité supérieur à ce qui est retrouvé dans la littérature existante concernant l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles. Il est dès lors pertinent d'analyser l'effet dans notre modèle, d'une fonction de production reposant sur des hypothèses plus simples.

Tout d'abord, nous observons un modèle faisant abstraction du capital comme intrant (la part du capital est calibrée à $\alpha = 0$). Évidemment imposer une structure de production où la part des services du capital est nulle implique par ailleurs l'absence d'accumulation de capital, l'absence d'investissement et conséquemment, l'absence de coûts d'ajustement d'investissement. Le taux d'utilisation variable du capital et les coûts en ressources associés à cette utilisation n'auront pas non plus d'effets sur la résolution du modèle. Nos simulations démontrent qu'un tel modèle nécessitera, toutes choses étant égales par ailleurs, une réponse plus forte de la politique monétaire aux écarts de l'inflation afin de maintenir l'équilibre des anticipations rationnelles. La présence de l'intrant capital semble donc favoriser

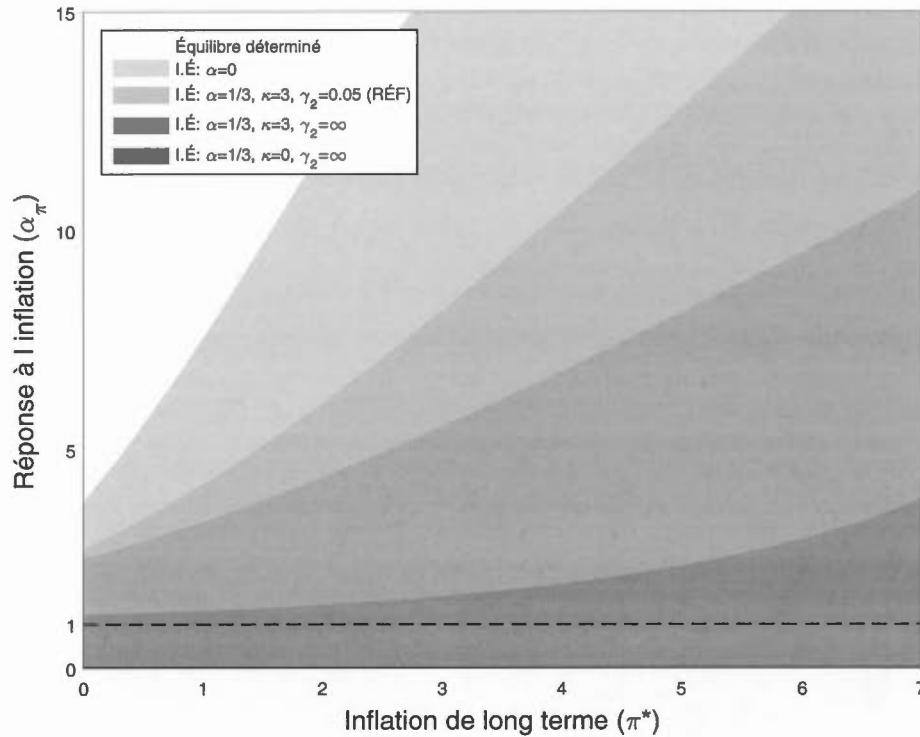


Figure 6.4 Indétermination et structure de production : services du capital et rigidités réelles, effets des variations de la part des services du capital (α), coûts d'utilisation (γ_2) et coûts d'ajustement d'investissement (κ).

-Règle de Taylor simple : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}$.

la stabilité macroéconomique dans notre modèle. La figure 6.4 permet d'observer l'ampleur de l'effet stabilisateur de la présence des services du capital. En augmentant la part des services du capital à sa valeur de référence ($\alpha = 1/3$), nous observons que la réponse aux écarts du taux d'inflation de court terme nécessaire au maintien de l'équilibre diminue, et ce malgré l'effet des rigidités réelles induites. Ascari (2004) effectue un constat similaire : dans un modèle traitant le capital comme fixe, le taux d'inflation de long terme maximal permettant l'atteinte d'un état stationnaire est inférieur.

En plus de présenter les cas simples avec et sans capital, la figure montre aussi l'impact des rigidités qui y sont associées. Parmi les modèles avec capital testés, nous présentons une version sans taux d'utilisation variable et sans coûts d'ajustement d'investissement, une version sans taux d'utilisation variable, mais avec coûts d'ajustement d'investissement, et finalement la version de référence comprenant à la fois des coûts d'ajustement d'investissement et un taux d'utilisation variable du capital.

En relâchant l'hypothèse du taux d'utilisation variable du capital ⁵ on observe un effet favorable à l'équilibre des anticipations rationnelles. Le modèle incluant le capital induit aussi un niveau de rigidités découlant des coûts d'ajustement d'investissement. En posant l'hypothèse que les coûts d'ajustement d'investissement sont nuls ($\kappa = 0$) la stabilité de l'équilibre des anticipations rationnelle peut être atteinte avec une réponse beaucoup plus faible de la banque centrale aux écarts de l'inflation. Cette observation concernant les coûts d'ajustement d'investissement va dans le même sens que celle faite par Hornstein et Wolman (2005) dans le contexte d'un modèle plus simple où le capital est spécifique aux firmes. Nous observons finalement que le modèle de référence, avec taux d'utilisation variable du capital et coûts d'ajustement d'investissement est à mi-chemin entre le modèle sans capital et le modèle avec capital sans rigidités. L'ajout de l'accumulation de capital dans la structure du modèle favorise donc l'équilibre des anticipations lorsque le taux d'inflation de long terme est élevé, mais les rigidités réelles qui y sont associées viennent mitiger cet effet.

5. Une calibration du paramètre γ_2 qui tend vers l'infini permet d'imposer un taux d'utilisation fixe à l'unité en vertu de la forme fonctionnelle des coûts en ressource d'utilisation du capital : $a(Z_t) = \gamma_1(Z_t - 1) + \frac{\gamma_2}{2}(Z_t - 1)^2$.

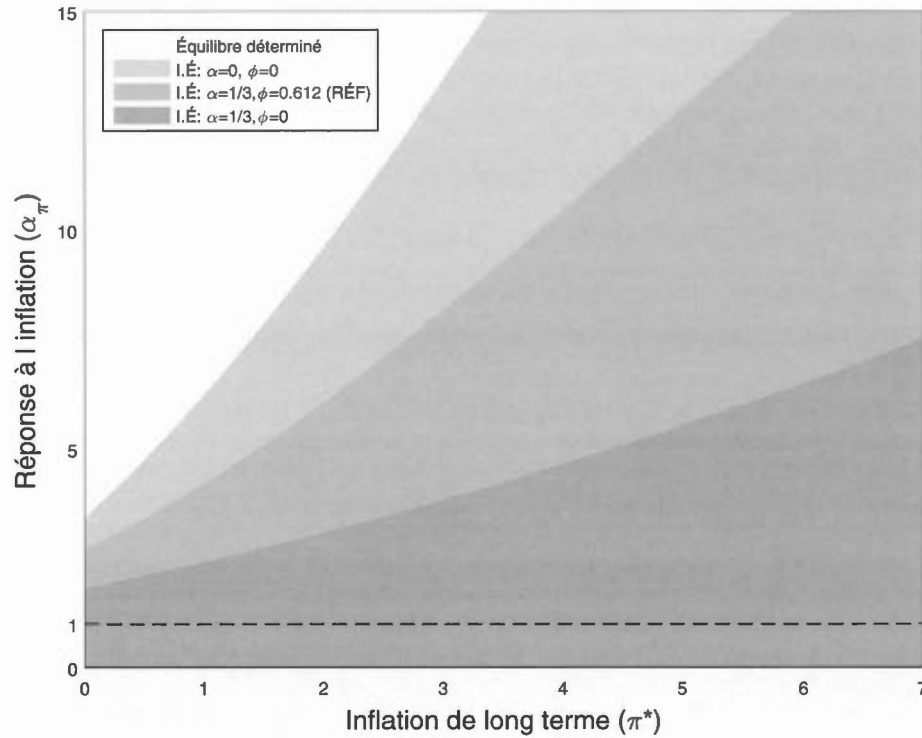


Figure 6.5 Indétermination et structure de production : effets de la part des intrants intermédiaires (ϕ) et des services du capital (α).

-Règle de Taylor simple : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}$.

La part des intrants intermédiaires utilisés dans la production des biens a aussi un impact sur l'équilibre des anticipations rationnelles. En agissant comme multiplicateurs de rigidités, les intrants intermédiaires rendent plus difficile l'atteinte de l'équilibre déterminé, y compris à un taux d'inflation de long terme nul. La figure 6.5 met en lumière l'importance de cet effet en plus de présenter l'impact qu'une structure de production isomorphe à celle adoptée par Coibion et Gorodnichenko (2011) (sans services du capital $\alpha = 0$ ni d'intrants intermédiaires $\phi = 0$) aurait sur le présent modèle. Notons ici que par rapport au modèle avec capital, sans intrants intermédiaires (zone grise foncée), l'ajout de la part des intrants intermédiaires augmente de beaucoup la réponse nécessaire de la banque

centrale aux écarts de l'inflation par rapport à sa cible. Par contre, cet effet est quantitativement moins important que la diminution de la part des services du capital dans la production à zéro.

6.5 Fonction d'utilité

Le continuum de ménages représentatifs maximise une fonction d'utilité faisant intervenir la formation d'habitudes de consommation (b) :

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln(C_t - bC_{t-1}) - \eta \frac{L_t(i)^{1+\chi}}{1+\chi} \right) \quad (35)$$

La présence du terme retardé ralentit les ajustements du niveau de consommation, augmentant ainsi sa persistance. Encore une fois, face à un niveau de persistance plus important, on peut s'attendre à ce que la banque centrale doive répondre plus fortement aux écarts de l'inflation pour permettre aux ajustements désirés d'avoir un impact. C'est précisément ce résultat que la figure 6.6 met en lumière. Par rapport à la calibration de référence, lorsque la formation d'habitudes de consommation est désactivée ($b = 0$) la réponse aux écarts de l'inflation requise pour maintenir l'équilibre des anticipations rationnelles devient plus faible pour tous les taux d'inflation de long terme observés.

L'élasticité Frish inverse de l'offre de travail (χ) capture l'effet de la variation du taux de salaire sur les heures travaillées. Une élasticité Frish élevée (χ faible) entraîne des ajustements plus importants des heures de travail suite à une variation du salaire réel. Cette sensibilité accrue des heures aux variations du salaire réel aura pour effet de rendre les ajustements beaucoup plus rapides sur le marché de l'emploi. La figure 6.6 présente le cas limite d'une élasticité d'offre de travail

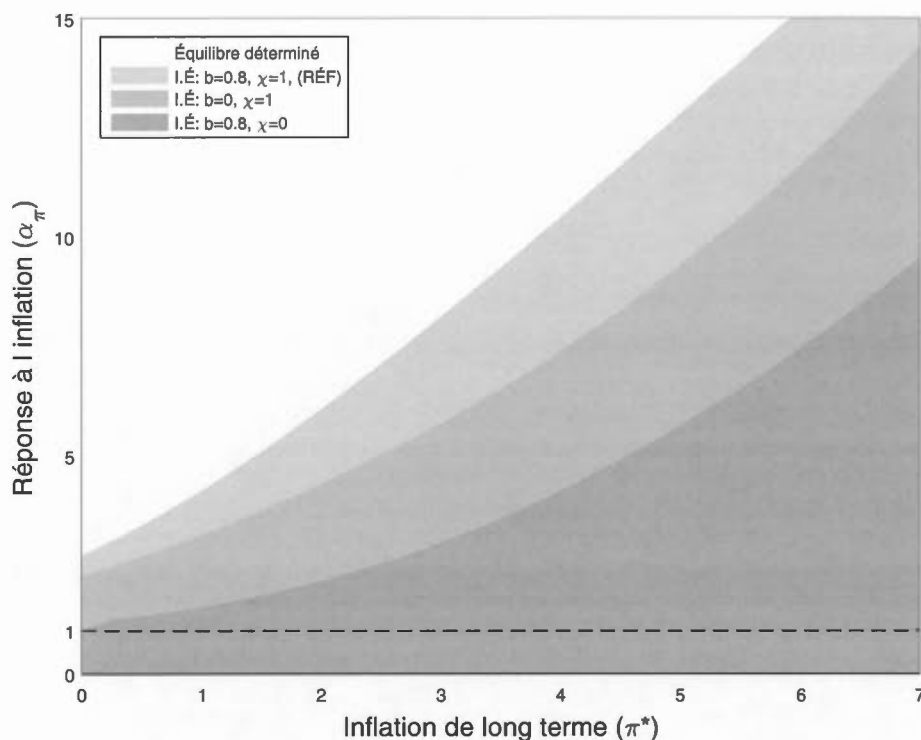


Figure 6.6 Indétermination et fonction d'utilité : formation d'habitude de consommation (b) et élasticité inverse de l'offre de travail(χ).

-Règle de Taylor simple : $\tilde{r}_t = (\tilde{\pi}_t)^{\alpha_\pi}$.

infinie⁶ ($\chi = 0$). L'effet sur l'équilibre des anticipations rationnelles d'une élasticité supérieure de l'offre de travail est très important, la politique monétaire requiert une réponse beaucoup moins forte aux écarts du taux d'inflation pour préserver la stabilité. Ce résultat est aussi observé par Kiley (2007) à l'aide d'un modèle plus simple. Encore une fois, la persistance accrue qui caractérise un modèle où l'élasticité d'offre de travail est faible pourrait être un facteur contribuant à l'instabilité de l'équilibre des anticipations rationnelles.

6. Ce cas correspond à l'hypothèse de main d'œuvre indivisible développée par Hansen (1985) et Rogerson (1988) et présuppose que les ménages n'ont pas le choix du nombre d'heures travaillées, tous les ajustements se faisant ainsi à la marge extensive.

6.6 Sommaire des résultats

Cette section s'intéresse aux différents ingrédients théoriques supplémentaires que comporte notre modèle par rapport à celui de Coibion et Gorodnichenko (2011). Tout d'abord, contrairement à ces auteurs, nous utilisons une structure de main d'œuvre homogène plutôt que spécifique aux firmes. Dans un modèle simple comme celui de Coibion et Gorodnichenko (2011), l'usage de main d'œuvre homogène aurait pour effet de réduire fortement la réponse aux écarts de l'inflation nécessaire pour maintenir la stabilité si bien que l'on reviendrait au principe de Taylor comme condition suffisante à l'équilibre même lorsque le taux d'inflation de long terme est très élevé.

Si la relation positive entre le taux d'inflation de long terme et la réponse aux écarts de l'inflation nécessaire pour la stabilité de l'équilibre repose fortement sur l'hypothèse de main d'œuvre spécifique aux firmes dans le modèle de Coibion et Gorodnichenko (2011), elle repose plutôt sur la présence de rigidités salariales dans notre version du modèle.

Une autre distinction étudiée dans notre modèle est la présence de deux sources distinctes de croissance réelle suivant un processus stationnaire avec tendance. Nous observons que de la même façon que pour le taux d'inflation de long terme, un taux de croissance de long terme plus élevé rend nécessaire un renforcement de la réponse aux écarts de l'inflation pour maintenir l'équilibre.

Par rapport à Coibion et Gorodnichenko (2011) notre analyse s'intéresse aussi à l'impact de l'usage du capital et des intrants intermédiaires dans la structure de production. Nous observons qu'alors que les intrants intermédiaires ont un effet déstabilisateur sur l'équilibre des anticipations rationnelles, alors que le capital favorise au contraire la stabilité de l'équilibre.

CHAPITRE VII

IMPLICATIONS POUR L'ANALYSE DE LA GRANDE MODÉRATION

Cette section vise à évaluer l'impact au sein du modèle du changement probable de la réaction de la banque centrale aux conditions macroéconomiques au tournant des années 80. L'hypothèse d'un changement substantiel de la conduite de la politique monétaire avec l'arrivée de Paul Volcker à la direction de la Fed doit d'abord être vérifiée. Puis l'importance du changement doit être quantifiée afin de générer ses impacts sur l'occurrence de l'indétermination de l'équilibre au sein du modèle DSGE. Un tel exercice requiert donc d'obtenir une estimation fiable d'une fonction de réaction de la Réserve fédérale qui correspond aux hypothèses effectuées par la modélisation.

Une règle de Taylor sera donc estimée pour chacune des sous-périodes historiques, avant et après la désinflation des années 80. Un changement dans les valeurs tendanciennes d'inflation, de PIB et de taux d'intérêt sera aussi imposé entre les deux sous-échantillons. L'estimation est effectuée à partir de mêmes séries ayant servi à la calibration du modèle et afin de s'assurer d'une bonne correspondance, elles subissent précisément le même traitement. Les séries utilisées sont trimestrielles et proviennent du BEA, elles couvrent la période de 1960 :Q1 à 2007 :Q4. L'échantillon est divisé en deux parties soit de 1960 :Q1 à 1978 :Q4 (pré-Volcker) et de 1983 :Q1 à 2007 :Q4 (post-Volcker) en excluant la période de 1979 :Q1 à

1982 :Q4. Suivant l'approche de Coibion et Gorodnichenko (2011), cette partie de l'échantillon est volontairement retranchée en raison du fait que la Réserve fédérale américaine ciblait spécifiquement les réserves non empruntées des banques. Il serait donc contre-factuel d'estimer une règle de Taylor pour cette période.

Aux fins de notre exercice, trois versions alternatives de la règle de Taylor seront estimées, elles sont cependant toutes dérivées de la forme loglinéarisée de la fonction de réaction utilisée dans le modèle, soit :

$$\log(\tilde{r}_t) = [\alpha_\pi \log(\tilde{\pi}_t) + \alpha_y \log(\tilde{y}_t) + \alpha_x \log(\tilde{x}_t)](1 - \rho) + \rho \log(\tilde{r}_{t-1}) + \varepsilon_t^r \quad (36)$$

Rappelons qu'en vertu des équations (29), (30) et (31), les variables r_t , π_t et y_t coiffées d'un tilde correspondent aux écarts entre les valeurs de court terme et leurs cibles de long terme. En l'absence d'informations supplémentaires sur les cibles effectivement adoptées par la Réserve fédérale, les valeurs moyennes sur les deux sous échantillons seront utilisées à la fois pour l'estimation de la fonction de réaction et la calibration du modèle servant à obtenir les résultats sur l'indétermination. Une telle hypothèse, bien qu'elle soit une approximation imparfaite de la réalité, est requise pour l'estimation de la fonction de réaction. Les moyennes sous-échantillonales du taux de croissance du PIB g_Y , de l'inflation π^* , du taux de croissance de la technologie spécifique à l'investissement g_e^I et de la croissance de la TFP résiduelle $g_A^{1-\phi}$ sont rapportées au tableau 7.1. Notons qu'afin de correspondre à la règle de Taylor utilisée dans le modèle, la politique monétaire répond seulement aux valeurs contemporaines des variables.

Comme il a été mentionné plus tôt, l'« output gap » (\tilde{x}_t) est une mesure dont la définition empirique est particulièrement litigieuse. Afin de prendre en compte l'incertitude par rapport à cette mesure, nous estimons trois formulations diffé-

Tableau 7.1 Moyennes sous-échantillonales servant à l'estimation de la règle de Taylor et à la calibration du modèle.

	π^*	g_Y	g_ε^I	$g_A^{1-\phi}$
Pré-Volcker (% annuel)	4.18	2.46	1.01	1.28
(Valeur trimestrielle calibrée)	(1.0103)	(1.0061)	(1.0025)	(1.0032)
Post-Volcker (% annuel)	2.23	2.42	2.65	0.72
(Valeur trimestrielle calibrée)	(1.0057)	(1.0060)	(1.0066)	(1.0018)

rentes de la règle de Taylor : une version utilisant une mesure d'« output gap » basée sur la composante cyclique du PIB HP-filtré (\tilde{x}_t^{HP}); une version utilisant une mesure d'« output gap » basée sur l'écart entre le niveau du PIB et sa tendance linéaire (\tilde{x}_t^{TL}); ainsi qu'une règle de politique monétaire plus simple répondant seulement aux écarts du taux de croissance du PIB par rapport à sa cible et non à l'« output gap ». Ces mesures d'« output gap » sont choisies afin de rester le plus cohérent possible avec les hypothèses implicites à la modélisation tout en minimisant la complexité de la méthode de calcul. Une mesure d'« output gap » extraite par un filtre HP est par ailleurs utilisée par Taylor (1999). Orphanides (2004) estime aussi des règles de Taylor sans « output gap » et avec « output gap » extrait par filtre HP ¹. Explicitement, les trois formes finales de la règle estimée seront donc :

$$\begin{aligned}
 \text{1) Règle HP : } (r_t - r^*) = & [\alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(g_{y_t} - g_y^*) + \alpha_x(y_t - y_t^{T(HP)})](1 - \rho) \\
 & + \rho(r_{t-1} - r^*) + \varepsilon_t^r \quad (37)
 \end{aligned}$$

1. Pour une discussion plus détaillée des différentes mesures pouvant servir à l'estimation de l'« output gap », voir De Brouwer (1998).

$$\begin{aligned} \text{2) Règle TL : } (r_t - r^*) &= [\alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(g_{y_t} - g_y^*) + \alpha_x(y_t - y_t^{T(L)})](1 - \rho) \\ &+ \rho(r_{t-1} - r^*) + \varepsilon_t^r \quad (38) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{3) Règle Sans Gap : } (r_t - r^*) &= [\alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(g_{y_t} - g_y^*)](1 - \rho) \\ &+ \rho(r_{t-1} - r^*) + \varepsilon_t^r \quad (39) \end{aligned}$$

Les variables marquées d'une étoile sont les moyennes sous-échantillonales alors que y_t^T indique les valeurs associées au PIB tendanciel obtenu par les différentes méthodes. La valeur y_t est le logarithme du PIB réel per capita construit en additionnant les composantes consommation et investissement observées sur l'échantillon. Le taux d'inflation (π_t) est calculé à partir de la première différence du logarithme du niveau des prix associé à ces deux composantes. Le taux de croissance du PIB (g_y) est calculé comme la première différence de y_t . Enfin le taux d'intérêt directeur (r_t) est simplement le taux publié du « Federal funds Rate » effectif ramené sur une base trimestrielle.

7.1 Approche d'estimation

L'estimation repose sur la méthode des moments généralisée (Hansen, 1982) faisant intervenir des valeurs retardées des variables explicatives comme instruments. Cette méthodologie est inspirée de celle utilisée par Clarida *et al.* (2000) et vise à prendre en compte les possibles erreurs de prévisions de la Réserve fédérale au moment de la fixation du taux directeur. Cette problématique est engendrée par le fait que la valeur anticipée d'une variable macroéconomique au temps t conditionnellement à l'information disponible au temps t n'est pas nécessairement égale à sa valeur réalisée :

$$(x_t - E[x_t|\Omega_t]) \neq 0 \quad (40)$$

En d'autres mots, la valeur présente des variables macroéconomique n'est pas observée parfaitement en temps réel par les autorités monétaires. En ce sens, un argument semblable à celui de Clarida *et al.* (2000) peut être fait. L'équation qui doit être estimée est :

$$(r_t - r^*) = [\alpha_\pi(E[\pi_t|\Omega_t] - \pi^*) + \alpha_y(E[g_{yt}|\Omega_t] - g_y^*) + \alpha_x E[\tilde{x}_t|\Omega_t]](1 - \rho_1) + \rho_1(r_{t-1} - r^*) + \varepsilon_t^r \quad (41)$$

Soit, la règle de Taylor incorporant de possibles erreurs de prévisions. Cependant, l'équation observée est plutôt :

$$(r_t - r^*) = [\alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(g_{yt} - g_y^*) + \alpha_x \tilde{x}_t](1 - \rho_1) + \rho_1(r_{t-1} - r^*) + \varepsilon_t^r \quad (42)$$

On aura donc le terme d'erreur :

$$\varepsilon_t^r = -[\alpha_\pi(\pi_t - E[\pi_t|\Omega_t]) + \alpha_y(g_{yt} - E[g_{yt}|\Omega_t]) + \alpha_x(\tilde{x}_t - E[\tilde{x}_t|\Omega_t])](1 - \rho_1) \quad (43)$$

Qui est une combinaison linéaire d'erreurs de prévision qui devrait être orthogonale à l'information disponible au temps t . C'est donc ce qui constituera la base des conditions de moments. L'information disponible au temps t est résumée dans \mathbf{Z}_t , un vecteur d'instruments contenant k retards² de chaque variable explicative.

2. Nous permettons au nombre de retards utilisé de varier entre les deux sous périodes. Pour la période pré-Volcker, un petit nombre de retards est nécessaire afin d'identifier le système alors que pour la période post-Volcker il est nécessaire d'inclure un plus grand nombre d'instruments. Le problème d'instruments faible associé à la période post-Volcker est en fait directement lié à la prévalence de l'équilibre des anticipations rationnelles (voir Mavroeidis (2010)).

Explicitement la matrice \mathbf{Z}_t est donnée par :

$$\mathbf{Z}_t = \begin{bmatrix} (\pi_{t-1} - \pi^*) & (g_{y_{t-1}} - g_y^*) & (\tilde{x}_{t-1}) & (r_{t-1} - r^*) & \dots \\ (\pi_{t-k} - \pi^*) & (g_{y_{t-k}} - g_y^*) & (\tilde{x}_{t-k}) & (r_{t-k} - r^*) & \dots \end{bmatrix} \quad (44)$$

Les conditions de moments sont données par :

$$E[\mathbf{Z}'_t \mathbf{e}] = 0 \quad (45)$$

Ici, le terme \mathbf{e} est un vecteur des résidus ε_t découlants de l'équation estimée (42).

Le vecteur de paramètres à estimer : $\theta = [\alpha_\pi \quad \alpha_y \quad \alpha_x \quad \rho]$ est obtenu en minimisant la fonction objective :

$$\hat{\theta} = \arg \min \left(\frac{1}{T} \mathbf{Z}' \mathbf{e} \right)' \mathbf{W} \left(\frac{1}{T} \mathbf{Z}' \mathbf{e} \right) \quad (46)$$

7.2 Résultats des estimations

Le tableau 7.2 rapporte les résultats de l'estimation pour les trois règles de Taylor concurrentes testées sur les deux sous-périodes. Globalement, ces résultats concordent avec ceux obtenus dans la littérature. Le coefficient sur les écarts de l'inflation augmente de façon importante entre les deux périodes dans les trois formulations utilisées. Il en va de même pour le niveau de lissage du taux d'intérêt, estimé à plus de 0.85 pour la période post-Volcker avec toutes les spécifications. Ces deux éléments contribuent indéniablement à l'atteinte de l'équilibre des anticipations rationnelles après 1983. De plus, comme l'ont observés Coibion et Gorodnichenko (2011), la réponse aux écarts du taux de croissance du PIB augmente aussi de façon non négligeable entre les échantillons pré et post-Volcker, ce qui contribue d'autant plus à la stabilité.

Les résultats concernant le coefficient de réponse estimé à l'« output gap » dépendent de la définition retenue pour cette mesure. Lorsqu'elle est extraite à partir d'un filtre HP, nous observons une augmentation de la réponse de la banque

centrale à cette variable entre les deux sous périodes. Par contre, en utilisant une mesure extraite par une tendance linéaire, la réponse est beaucoup plus faible et reste à peu près stable d'une période à l'autre.

La règle de politique monétaire estimée sans « output gap » produit aussi des résultats nettement différents des deux autres règles, en particulier pour la pé-

Tableau 7.2 Règles de Taylor estimées, période pré-Volcker : 1960 :Q1 à 1978 :Q4 et post-Volcker : 1983 :Q1 à 2007 :Q4. Écarts-types des coefficients et valeurs- P du test de sur-identification de Sargan–Hansen entre parenthèses.

	α_π	α_y	α_x	ρ	J-test (P)
Règle HP					
Pré-Volcker	0.637	-0.022	0.177	0.535	(0.766)
(Écart-type)	(0.095)	(0.101)	(0.051)	(0.164)	
Post-Volcker	1.757	1.046	0.241	0.886	(0.343)
(Écart-type)	(0.490)	(0.264)	(0.074)	(0.021)	
Règle TL					
Pré-Volcker	0.758	0.140	0.059	0.194	(0.868)
(Écart-type)	(0.130)	(0.158)	(0.014)	(0.347)	
Post-Volcker	3.060	1.555	0.073	0.877	(0.505)
(Écart-type)	(0.790)	(0.600)	(0.045)	(0.039)	
Sans-Gap					
Pré-Volcker	1.281	1.190		0.833	(0.183)
(Écart-type)	(0.682)	(1.203)		(0.133)	
Post-Volcker	3.134	1.910		0.898	(0.285)
(Écart-type)	(0.592)	(0.410)		(0.023)	

riode pré-Volcker. Une telle formulation estime un niveau de lissage beaucoup plus élevé pour la période 1960-1978 et une réponse forte, mais non significative aux écarts du taux de croissance du PIB. Nous notons aussi que les valeurs-P du test de suridentification de Sargan-Hansen pour cette formulation sont plus basses, ce qui laisse entrevoir de possibles problèmes d'instruments faibles. Il est aussi probable que cette estimation soit biaisée par l'omission de la variable explicative de l'« output gap ». Une certaine prudence est donc nécessaire dans l'interprétation des résultats obtenus par une règle de Taylor.

7.3 Impacts sur l'indétermination dans le modèle DSGE

À l'aide des estimations des fonctions de réaction de la Fed américaine pour les sous-échantillons pré et post-Volcker, il est possible de calibrer le modèle de façon à en observer les impacts sur l'indétermination de l'équilibre. En utilisant les coefficients estimés directement et les valeurs moyennes sur l'échantillon comme cible d'inflation et de croissance, le modèle calibré selon les valeurs pré-Volcker ne satisfait pas les conditions nécessaires à l'atteinte de l'équilibre déterminé pour les deux règles incluant la réponse à l'« output gap ». Il est à noter que ces deux règles estiment des coefficients sur la réponse aux écarts de l'inflation significativement inférieurs à 1, ce qui est en soi suffisant pour expliquer ce résultat en vertu du principe de Taylor. Par contre, nous trouvons que la règle de Taylor estimée en utilisant seulement l'« output growth » admettrait l'équilibre même avant la modération des années 80. Nos résultats portent malgré tout à croire que des fluctuations auto-réalisatrices sont non seulement envisageables, mais probables durant cette période.

Deux des trois règles de politique monétaire estimées pour la période post-Volcker permettent d'atteindre de l'équilibre des anticipations rationnelles, la règle sans

« output gap » et celle utilisant une tendance linéaire. En estimant une règle de Taylor répondant au PIB HP-filtré, nous obtenons des valeurs élevées du coefficient de réponse à cette mesure d'« output gap ». Comme démontré précédemment, dans le modèle DSGE utilisé, l'équilibre des anticipations est particulièrement sensible à une réponse forte au PIB en niveau. Il semble que cette caractéristique joue un rôle majeur dans l'explication d'un tel résultat.

Une analyse reposant uniquement sur les coefficients ponctuels estimés ne donne cependant pas une image très complète des implications de la politique monétaire pour l'indétermination. Une approche alternative plus robuste est d'utiliser l'information contenue dans la matrice de variance covariance des coefficients issue de l'estimation. Les hypothèses de l'inférence statistique sur les coefficients impliquent que ces derniers suivent une distribution de probabilité normale centrée sur la valeur estimée et de variance connue. Il est donc possible d'utiliser cette information pour générer de nouvelles valeurs des paramètres de la règle de Taylor en simulant par Monte-Carlo des valeurs probables des coefficients pour les deux sous-périodes. Par une telle simulation, 1000 nouvelles valeurs sont générées pour chaque coefficient, ce qui permet de construire 1000 nouvelles fonctions de réaction pour chaque période. En simulant le modèle DSGE à partir de ces 1000 nouvelles calibrations, nous obtenons une proportion de résultats dans lesquels prévaut l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles découlant directement de l'inférence statistique. Une méthodologie analogue est aussi utilisée par Coibion et Gorodnichenko (2011).

Afin de contre-vérifier la robustesse de ces résultats, une approche concurrente utilisant le re-échantillonnage avec remise est aussi testée. Cette méthodologie s'apparente à l'utilisation du « Bootstrap » servant à générer les intervalles de confiance des paramètres. Par contre, elle sert uniquement à reconstituer une

distribution pour les paramètres estimés et non à améliorer les propriétés de l'inférence statistique. La méthodologie (détaillée à l'annexe A) utilise 1000 ré-échantillonnages avec remise ce qui permet de ré-estimer 1000 nouvelles règles de Taylor pour chaque formulation et chaque sous-période. Les 1000 nouveaux vecteurs de paramètres estimés peuvent ainsi servir à calibrer des simulations dans le modèle d'équilibre général afin d'obtenir la proportion des estimés menant à l'indétermination.

Tableau 7.3 Impact des fonctions de réaction estimées sur l'équilibre des anticipations rationnelles, coefficients ponctuels et distributions simulées. Proportion des distributions simulées menant à l'indétermination dans le modèle DSGE.

	Estimés ponctuels	Distribution (Probabilité d'indétermination)	
		Monte-Carlo	Bootstrap
Pré-Volcker			
Règle HP	I.É.	99,8 %	100 %
Règle TL	I.É.	99,5 %	99.4 %
Sans Gap	É.D.	45,5 %	27.6 %
Post-Volcker			
Règle HP	I.É.	97,4 %	86.1 %
Règle TL	É.D.	11,2 %	11 %
Sans Gap	É.D.	0 %	0 %

La proportion des simulations menant à l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles dans le modèle peut dès lors être interprétée comme la probabilité statistique que la fonction de réaction estimée ne permette pas la stabilité de l'équilibre dans notre économie simulée. Les probabilités obtenues pour les deux sous-échantillons confirment les résultats engendrés par les estimations ponctuelles pour les règles de Taylor avec « output gap ». La probabilité d'indétermination obtenue en estimant à l'aide du filtre HP est très élevée pour les

deux périodes, quelle que soit la méthodologie de simulation utilisée. Pour ce qui est de la règle utilisant le PIB extrait d'une tendance linéaire, cette probabilité chute drastiquement entre les deux périodes, passant de plus de 99 % à environ 11 %.

Les simulations de Monte-Carlo et le « Bootstrap » permettent par ailleurs de raffiner l'interprétation des résultats obtenus avec la règle sans « output gap ». Bien que les coefficients ponctuels estimés permettent l'équilibre des anticipations pour la période pré-Volcker, la précision de ces estimations est très faible ce qui se reflète par une variance très élevée des coefficients. Lorsque cette incertitude est prise en considération dans les simulations basées sur la distribution de probabilité des coefficients, nous observons que l'indétermination est en fait probable pour la période pré-Volcker (proportion de 45 % avec Monte-Carlo et 27.6 % avec le « Bootstrap »). Par contre, pour la période post-Volcker, une règle de Taylor estimée sans « output gap » n'admet aucunement la possibilité de l'indétermination (proportion de 0 %).

Les résultats des estimations et simulations présentent certaines contradictions concernant la politique monétaire et ses impacts sur l'économie américaine. Une règle utilisant une mesure d'« output gap » extraite de la tendance linéaire du PIB semble fortement confirmer l'idée selon laquelle l'économie serait passée de l'indétermination à l'équilibre en raison du changement de la politique monétaire. À partir d'une mesure d'« output gap » découlant du filtre HP, l'implication des règles de Taylor estimées serait plutôt que l'économie n'aurait jamais quitté l'état d'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles. Une telle conclusion est plus difficile à accepter au regard de la littérature existante et considérant la faible volatilité des agrégats macroéconomiques durant la période 1983-2007. Finalement, une règle de Taylor sans réponse à l'« output gap » ne

permet pas de déterminer avec certitude l'état de l'économie avant les années 80 mais confirme fortement la thèse de la stabilité de l'équilibre après 1983.

Toutes ces contradictions peuvent cependant s'expliquer par le problème d'adéquation entre la mesure d'« output gap » théorique auquel fait appel le modèle et la mesure effectivement utilisée par la banque centrale américaine dans la fixation du « Fed funds rate ». La règle estimée sans aucune mesure d'« output gap » semble moins bien performer au niveau statistique³ que les deux règles utilisant cette variable, ce qui indique que la Réserve fédérale cible fort probablement une certaine mesure du PIB en niveau. Sachant que les mesures d'« output gap » sont positivement corrélées avec les autres variables explicatives du modèle⁴, il est probable que les coefficients estimés soient biaisés à la hausse par l'omission de l'« output gap » dans l'estimation ce qui aurait un impact direct sur l'occurrence de l'indétermination. La relativement faible probabilité d'indétermination obtenue en simulant les règles sans « output gap » pour la période pré-Volcker pourrait donc découler de cette surestimation des coefficients lors de l'estimation.

Lorsque nous estimons une règle de Taylor utilisant l'une ou l'autre des mesures d'« output gap », les coefficients associés aux autres variables diminuent

3. La variance des coefficients estimés et les valeurs-P faibles du test de sur-identification de Sargan-Hansen démontrent que cette méthode d'estimation est plus problématique. Les valeurs de l'écart quadratique moyen (non rapportées) calculées sur chaque échantillon sont aussi systématiquement plus élevées pour cette formulation que les autres règles de Taylor estimées. Ceci démontre la moins bonne capacité d'une telle règle à reproduire les valeurs observées du « Fed funds rate ».

4. À titre d'exemple, la corrélation entre les séries d'« output gap » HP-filtre et d'« output growth » est de 0.265 la période pré-Volcker, celle entre l'« output gap » et les écarts du taux d'inflation est de 0.114 et la corrélation avec le taux d'intérêt retardé est de 0.245.

en importance et gagnent en précision. Par contre, bien que la précision de l'estimation de la règle de Taylor soit améliorée par l'ajout de cette variable, les implications du coefficient sur l'« output gap » sur l'équilibre des anticipations rationnelles au sein du modèle sont plus difficilement interprétables étant donné la non-concordance entre les mesures empiriques de cette variable et la mesure théorique utilisée dans la modélisation. En particulier, nous n'avons aucune garantie que les mesures empiriques utilisées n'incorporent pas de variations issues de chocs exogènes ayant impacté l'économie, mais qui sont non pertinentes pour l'analyse de l'équilibre des anticipations rationnelles.

Ce problème dépasse le simple cadre de l'analyse économétrique, car même une représentation de la règle de Taylor qui parviendrait parfaitement à reproduire le comportement de la Réserve fédérale pourrait tout de même engendrer des incohérences dans le modèle. La raison en est simple : ne détenant pas de mesure adéquate de l'« output gap » théorique tel que défini par le cadre d'analyse néo-keynésien, les banques centrales n'ont fort probablement jamais réagi aux variations de cette mesure. Ceci constitue évidemment une limite de la présente analyse. Cet écart pourrait aussi expliquer le fait que les valeurs estimées en utilisant l'« output gap » issu d'un filtre HP rendent impossible l'équilibre des anticipations rationnelles durant la période suivant la Grande Modération.

Les implications des règles de politiques monétaires estimées sur l'équilibre des anticipations rationnelles restent qualitativement cohérentes avec les résultats obtenus par Coibion et Gorodnichenko (2011). La probabilité que la politique monétaire ait été à la source de fluctuations auto-réalisatrices diminue de façon non négligeable au tournant des années 80 quelle que soit la règle estimée. Cependant, le fort effet déstabilisateur de la réponse à l'« output gap » dans notre modèle impose une réflexion supplémentaire sur l'adéquation entre la mesure uti-

lisée dans l'estimation et celle utilisée dans la modélisation. Il semble à ce titre qu'une mesure basée sur l'écart entre le PIB et sa tendance linéaire sur l'échantillon produise des résultats plus en ligne avec la littérature existante. Notons que le logarithme du PIB tendanciel simulé au sein du modèle évolue aussi en fonction d'une tendance linéaire en l'absence de tous chocs exogènes.

À l'instar des travaux de Coibion et Gorodnichenko (2011), nous sommes en mesure de départager l'effet des changements dans la réponse aux variables macroéconomiques de celui du changement des tendances à long terme de ces variables. Selon la période choisie, nous calibrons des valeurs tendanciennes distinctes du taux d'inflation de long terme et des taux de croissance des deux sources d'évolution déterministes de la technologique. Tel que présenté dans le tableau 7.1, le taux d'inflation de long terme est nettement plus élevé pour la période pré-Volcker, ce qui devrait avoir un impact néfaste sur la capacité à maintenir l'équilibre des anticipations rationnelles. Par ailleurs, le taux de croissance diminue très légèrement entre les deux périodes ce qui devrait, tel que vu au chapitre 6, favoriser la stabilité de l'équilibre pour la deuxième période. Par contre, durant la période post-Volcker, cette croissance est principalement générée par l'évolution de la technologie spécifique à l'investissement, qui a un effet plus déstabilisateur que l'évolution de la TFP.

L'annexe B présente les résultats d'analyses contre-factuelles dans lesquelles les valeurs des coefficients de la règle de Taylor estimés pour une période sont associées aux valeurs tendanciennes de l'autre. Si l'on observe plus particulièrement la règle de Taylor utilisant l'« output gap » extrait d'une tendance linéaire ⁵, un constat ressort de nos analyses : le changement des valeurs tendanciennes de la

5. Les effets des valeurs contre-factuelles sur les règles de Taylor HP et sans gap sont observables, mais leurs impacts sur la probabilité d'indétermination sont nettement moins importants.

croissance de la technologie et du niveau des prix ne peut pas à lui seul, expliquer la diminution de la probabilité d'indétermination entre les deux périodes. Par contre, le changement seul de la réponse de la banque centrale aux variables macroéconomiques n'est pas non plus suffisant pour expliquer toute l'ampleur de cette diminution. En d'autres mots, les valeurs tendanciennes des variables sur la période post-Volcker ne permettent pas plus d'obtenir l'équilibre déterminé lorsque la réponse à ces variables est calibrée selon les valeurs pré-Volcker. Par contre, lorsque les valeurs tendanciennes sont calibrées selon leur moyenne sur l'échantillon pré-Volcker et que les coefficients de réponses sont calibrés en fonction des valeurs post-Volcker, la probabilité d'indétermination est aussi plus élevée que celle obtenue par une calibration post-Volcker de tous les paramètres. Nos travaux rejoignent en ce sens la conclusion de Coibion et Gorodnichenko (2011) : c'est à la fois le changement de la réponse aux variables macroéconomiques et le changement de leurs cibles de long terme qui aurait permis le retour à l'équilibre des anticipations rationnelles suivant la Grande Modération.

7.4 Sommaire des résultats

Dans ce chapitre, nous avons introduit une approche d'estimation inspirée de Clarida *et al.* (2000) afin d'obtenir une calibration de la règle de Taylor plausible et cohérente avec les données et la période échantillonnale servant à la calibration du modèle DSGE. Trois formulations différentes de la règle de Taylor sont estimées : une sans réponse à la variable d'« output gap », une utilisant une réponse à l'« output gap » définie comme l'écart entre le PIB et une tendance linéaire et finalement, une formulation comprenant l'« output gap » extrait par un filtre HP.

Les estimés obtenus pour chacun des paramètres servent ensuite à simuler des

règles de Taylor probables pour les sous-périodes pré et post-Volcker. Ces simulations permettent d'inférer une probabilité d'indétermination pour chaque règle et chaque sous-période. En accord avec Coibion et Gorodnichenko (2011) nous trouvons ainsi que pour toutes les règles estimées, la probabilité d'indétermination diminue de façon importante avec l'arrivée de Paul Volcker à la présidence de la Fed.

Ces simulations soulèvent cependant un point important non relevé par Coibion et Gorodnichenko (2011) : dans un modèle où la sensibilité de l'équilibre des anticipations rationnelles à la réponse à l'« output gap » est accrue, les résultats peuvent être très sensibles à la définition de cette variable. Il est donc important d'adopter une mesure d'« output gap » correspondant à la définition théorique retenue dans le modèle pour l'estimation, ce qui ne peut être effectué que par l'estimation complète du modèle DSGE.

CONCLUSION

L'analyse de l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles dans le contexte de la Grande Modération des années 80 comporte des implications importantes pour la conduite de la politique monétaire. Ce mémoire se veut une mise à jour des recherches précédemment effectuées sur le sujet au sein d'un modèle DSGE moderne incorporant à la fois des rigidités de prix, de salaires, mais aussi des rigidités réelles. La structure de production est complexifiée par l'ajout d'une part d'intrants intermédiaires achetés à d'autres firmes. Ce modèle permet aussi une analyse des implications d'un taux d'inflation de long terme positif ainsi que d'un taux de croissance déterministe du PIB réel per capita généré par l'évolution de la technologie provenant de deux sources distinctes.

À la lumière des présentes recherches, les principaux constats sur la Grande Modération effectués par Clarida *et al.* (2000) et Coibion et Gorodnichenko (2011) sont confirmés. Tout semble indiquer que l'économie américaine serait passée d'un état caractérisé par l'indétermination de l'équilibre des anticipations rationnelles avant 1979 à un état de relative stabilité après 1983. Les principales causes de ce changement sont : l'augmentation de la force de la réponse de la Fed aux écarts entre l'inflation et sa cible, l'augmentation du lissage du taux d'intérêt et le passage d'une règle ciblant majoritairement l'« output gap » à une règle ciblant le taux de croissance du PIB. La diminution de la cible de long terme du taux d'inflation aurait aussi joué un rôle non négligeable dans la diminution de la volatilité.

Les résultats obtenus proviennent cependant d'interactions différentes de celles présentées dans la littérature utilisant des modèles plus simples. Bien que nous obtenions une relation positive entre le taux d'inflation de long terme et l'occurrence de l'indétermination de l'équilibre, cette relation repose sur l'ensemble des rigidités réelles et nominales présentes dans le modèle, en particulier les rigidités salariales. Dans Coibion et Gorodnichenko (2011), il semble plutôt que ce résultat soit tributaire de l'hypothèse de main-d'œuvre spécifique aux firmes. Nos recherches permettent aussi de mettre en lumière une relation positive entre l'indétermination de l'équilibre et le taux de croissance du PIB à long terme, en particulier lorsque cette croissance est générée par la technologie spécifique à l'investissement.

Les résultats obtenus au sein de notre modèle apportent aussi un bémol à l'idée selon laquelle une réponse plus que proportionnelle aux écarts du taux d'inflation par rapport à sa cible est suffisante au maintien de l'équilibre lorsque le taux d'inflation de long terme est nul (le principe de Taylor). Bien que le principe de Taylor demeure en tout temps une condition nécessaire à l'équilibre, il n'est pas une condition suffisante lorsque la politique monétaire répond uniquement à l'inflation ou lorsqu'elle incorpore une réponse modérée à l'« output gap ». Ce dernier point dépasse les observations précédemment effectuées par Coibion et Gorodnichenko (2011).

Une autre nouveauté apportée par cette recherche concerne l'importance quantitative de l'effet sur l'indétermination d'une réponse aux écarts entre le PIB et sa cible en niveau et en croissance. Une réponse très faible aux écarts du taux de croissance du PIB peut avoir un effet stabilisateur très important alors qu'une réponse faible à l'« output gap » aura des effets fortement déstabilisateurs. De plus, lorsque la réponse à l'« output gap » est présente dans la règle de politique

monétaire, son effet supplante celui de la réponse à l'« output growth », ce qui décuple d'autant plus son impact déstabilisateur. De telles observations semblent suggérer qu'il serait très bénéfique d'abandonner l'utilisation de mesures basées sur l'« output gap » au profit d'une cible basée sur le taux de croissance du PIB.

En plus de revalider l'hypothèse d'un retour à l'équilibre des anticipations rationnelles après 1980 dans un modèle DSGE récent, ce mémoire approfondit la compréhension des dynamiques à la source d'un tel résultat. En nous intéressant à l'impact de la réponse de la banque centrale aux variations des principaux agrégats macroéconomiques, mais aussi aux impacts des ingrédients théoriques du modèle sur l'indétermination de l'équilibre, nous sommes en mesure de raffiner notre compréhension de cet enjeu. Nos résultats peuvent finalement comporter certaines prescriptions pour la conduite de la politique monétaire en permettant de mieux quantifier les impacts de la réponse aux différentes variables.

ANNEXE A

MÉTHODOLOGIE BOOTSTRAP

La méthodologie du Bootstrap initialement proposée par Efron (1979) repose sur le re-échantillonnage aléatoire avec remise. Pour les besoins des présents travaux, 1000 nouveaux vecteurs de résidus $\hat{\mathbf{e}}^b$ (où $b = 1, 2, \dots, 1000$) sont construits en pigeant aléatoirement avec remise dans le vecteur de résidus $\hat{\mathbf{e}}$ générés par l'estimation de la fonction de réaction. Les vecteurs $\hat{\mathbf{e}}^b$ sont ensuite utilisés pour reconstruire les vecteurs de variables dépendantes $\hat{\mathbf{y}}^b = \hat{y}_1^b, \hat{y}_2^b, \dots, \hat{y}_t^b$ par :

$$\hat{y}_t^b = [\hat{\alpha}_\pi \log(\tilde{\pi}_t) + \hat{\alpha}_y \log(\tilde{y}_t) + \hat{\alpha}_x \log(\tilde{x}_t)](1 - \hat{\rho}) + \hat{\rho}\hat{y}_{t-1}^b + \hat{\varepsilon}_t^b \quad (47)$$

Pour chaque nouvelle série $\hat{\mathbf{y}}^b$ générée, le modèle est ré-estimé afin d'obtenir 1000 nouvelles valeurs des coefficients estimés $\hat{\alpha}_\pi^b$, $\hat{\alpha}_y^b$, $\hat{\alpha}_x^b$ et $\hat{\rho}^b$. Les nouveaux coefficients ainsi générés sont utilisés pour calibrer 1000 itérations du modèle DSGE ce qui permet d'obtenir la proportion des combinaisons de coefficients qui génèrent l'équilibre déterminé des anticipations rationnelles. Cette proportion est obtenue directement de la distribution empirique et permet d'obtenir la probabilité d'indétermination tout en gardant les hypothèses sur la forme de la distribution à un minimum. Un des problèmes de l'application de la méthodologie du Bootstrap aux estimateurs GMM est le fait qu'en ré-échantillonnant le vecteur de terme de

résidus \hat{e} il est possible que les conditions de moment ($E[\mathbf{Z}_i'\mathbf{e}] = 0$) sur lesquelles repose l'estimation ne soient plus respectées. En raison de cette problématique, la méthode du Bootstrap ne produit pas d'amélioration asymptotique par rapport à l'inférence standard sur les coefficients et produit une statistique non convergente pour les tests de sur-identification (Horowitz, 2001). Il est possible de recentrer les conditions de moment afin de pallier à cette lacune. Cependant, pour les besoins des analyses de robustesse, le Bootstrap non recentré semble amplement suffisant.

ANNEXE B

RÉSULTATS DES EXERCICES CONTRE-FACTUELS

Tableau B.1 Grande Modération et indétermination, exercices contre-factuels, les valeurs en gras correspondent aux valeurs moyennes d'une sous période, imposées dans la calibration de l'autre période. Proportion des itérations simulées par Monte-Carlo qui engendrent l'indétermination (I.É.) rapportée à droite.

	Coefficients de réponse estimés				Valeurs tendanciellles		Probabilité I.Ê.	
	α_π	α_y	α_x	ρ	π^*	g_Y	g_ϵ^I	
Règle HP								
Pré-Volcker	0.637	-0.022	0.177	0.535	4.18 %	2.46 %	1.01 %	99.8 %
Contre-fact.	0.637	-0.022	0.177	0.535	2.23 %	2.42 %	2.65 %	99.8 %
Post-Volcker	1.757	1.046	0.241	0.886	2.23 %	2.42 %	2.65 %	97,4 %
Contre-fact.	1.757	1.046	0.241	0.886	4.18 %	2.46 %	1.01 %	99,6 %
Règle TL								
Pré-Volcker	0.758	0.140	0.059	0.194	4.18 %	2.46 %	1.01 %	99,5 %
Contre-fact.	0.758	0.140	0.059	0.194	2.23 %	2.42 %	2.65 %	99,5 %
Post-Volcker	3.060	1.555	0.073	0.877	2.23 %	2.42 %	2.65 %	11,2 %
Contre-fact.	3.060	1.555	0.073	0.877	4.18 %	2.46 %	1.01 %	61,7 %
Sans Gap								
Pré-Volcker	1.281	1.190		0.833	4.18 %	2.46 %	1.01 %	45,5 %
Contre-fact.	1.281	1.190		0.833	2.23 %	2.42 %	2.65 %	45.2 %
Post-Volcker	3.134	1.910		0.898	2.23 %	2.42 %	2.65 %	0 %
Contre-fact.	3.134	1.910		0.898	4.18 %	2.46 %	1.01 %	0 %

BIBLIOGRAPHIE

- Amano, R., Ambler, S. et Rebei, N. (2007). The macroeconomic effects of nonzero trend inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(7), 1821–1838.
- Amano, R., Moran, K., Murchison, S. et Rennison, A. (2009). Trend inflation, wage and price rigidities, and productivity growth. *Journal of Monetary Economics*, 56(3), 353–364.
- Ambler, S., Guay, A. et Phaneuf, L. (2012). Endogenous business cycle propagation and the persistence problem : The role of labor-market frictions. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(1), 47–62.
- Arias, J. E., Ascari, G., Branzoli, N. et Castelnuovo, E. (2015). *Monetary Policy, Trend Inflation and the Great Moderation : An Alternative Interpretation : Comment*. [document de travail], International Finance Discussion Papers.
- Ascari, G. (2004). Staggered prices and trend inflation : some nuisances. *Review of Economic dynamics*, 7(3), 642–667.
- Ascari, G., Branzoli, N. et Castelnuovo, E. (2011). Trend inflation, wage indexation, and determinacy in the u.s. *University of Pavia, Department of Economics and Quantitative Methods Quaderni di Dipartimento*, 153(3), 4.
- Ascari, G., Phaneuf, L. et Sims, E. (2015). *On the Welfare and Cyclical Implications of Moderate Trend Inflation*. [document de travail], National Bureau of Economic Research
- Ascari, G. et Ropele, T. (2007). Optimal monetary policy under low trend inflation. *Journal of monetary Economics*, 54(8), 2568–2583.
- Ascari, G. et Ropele, T. (2009). Trend inflation, taylor principle, and indeterminacy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(8), 1557–1584.
- Ascari, G. et Sbordone, A. M. (2014). The macroeconomics of trend inflation. *Journal of Economic Literature*, 52(3), 679–739.
- Ball, L. M. (2013). The case for four percent inflation. *Central Bank Review*, 13(2), 17–31.

- Barattieri, A., Basu, S. et Gottschalk, P. (2014). Some evidence on the importance of sticky wages. *American Economic Journal : Macroeconomics*, 6(1), 70–101.
- Basu, S. (1995). Intermediate goods and business cycles : Implications for productivity and welfare. *American Economic Review*, 85(3), 512–531.
- Basu, S. et Fernald, J. G. (1997). Returns to scale in us production : Estimates and implications. *Journal of political economy*, 105(2), 249–283.
- Blanchard, O., Dell’Ariccia, G. et Mauro, P. (2010). Rethinking macroeconomic policy. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 42, 199–215.
- Blanchard, O. J. et Kahn, C. M. (1980). The solution of linear difference models under rational expectations. *Econometrica*, 1305–1311.
- Burnside, C. (1996). Production function regressions, returns to scale, and externalities. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 177–201.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398.
- Chadha, J. S., Sarno, L. et Valente, G. (2004). Monetary policy rules, asset prices, and exchange rates. *IMF Economic Review*, 51(3), 529–552.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1–45.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. S. et Trabandt, M. (2015). Understanding the great recession. *American Economic Journal : Macroeconomics*, 7(1), 110–167.
- Clarida, R., Gali, J. et Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability : Evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147–180.
- Coibion, O. et Gorodnichenko, Y. (2008). *Monetary policy, trend inflation and the great moderation : An alternative interpretation*. [document de travail], National Bureau of Economic Research.
- Coibion, O. et Gorodnichenko, Y. (2011). Monetary policy, trend inflation, and the great moderation : An alternative interpretation. *American Economic Review*, 101(1), 341–370.
- De Brouwer, G. (1998). *Estimating output gaps*. [document de travail], Reserve Bank of Australia.

- Efron, B. (1979). Bootstrap methods :{A} nother look at the jackknife. *Annals of Statistics*, 7, 1–26.
- Friedman, M. et Schwartz, A. J. (2008). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press.
- Gali, J. et Gertler, M. (1999). Inflation dynamics : A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195 – 222.
- Gali, J., Gertler, M. et Lopez-Salido, J. D. (2001). European inflation dynamics. *European Economic Review*, 45(7), 1237–1270.
- Hansen, G. D. (1985). Indivisible labor and the business cycle. *Journal of monetary Economics*, 16(3), 309–327.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 1029–1054.
- Hodrick, R. J. et Prescott, E. C. (1997). Postwar us business cycles : an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1–16.
- Hornstein, A. et Wolman, A. L. (2005). Trend inflation, firm-specific capital, and sticky prices. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 91(4), 57–83.
- Horowitz, J. L. (2001). The bootstrap. In *Handbook of econometrics*, volume 5 3159–3228. Elsevier.
- Huang, K., Liu, Z. et Phaneuf, L. (2004). Why does the cyclical behavior of real wages change over time ? *American Economic Review*, 94(4), 836–856.
- Justiniano, A. et Primiceri, G. E. (2008). The time-varying volatility of macroeconomic fluctuations. *The American Economic Review*, 98(3), 604–641.
- Justiniano, A., Primiceri, G. E. et Tambalotti, A. (2009). *Investment Shocks and Business Cycles*. [document de travail], National Bureau of Economic Research
- Justiniano, A., Primiceri, G. E. et Tambalotti, A. (2010). Investment shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 57(2), 132–145.
- Keynes, J. M. (1936). *General theory of employment, interest and money*. The University of Adelaide Library Electronic Texts Collection.
- Kiley, M. T. (2007). Is moderate-to-high inflation inherently unstable ? *International Journal of Central Banking*, 3(2), 173–201.

- King, R. G. et Wolman, A. L. (1996). *Inflation targeting in a St. Louis model of the 21st century*. Document de travail, National Bureau of Economic Research.
- Krugman, P. (2014, mai). Inflation targets reconsidered. Dans *ECB Forum on Central Banking : Monetary Policy in a Changing Financial Landscape*. Conférence organisée par la Banque centrale européenne à Sintra, Portugal, du 25 au 27 mai 2014 (p. 100-122).
- Kurozumi, T. et Van Zandweghe, W. (2012). *Firm-specific labor, trend inflation, and equilibrium stability*. [Document de travail] 12-09.
- Levin, A. et Yun, T. (2007). Reconsidering the natural rate hypothesis in a new keynesian framework. *Journal of Monetary Economics*, 54(5), 1344–1365.
- Liu, Z. et Phaneuf, L. (2007). Technology shocks and labor market dynamics : Some evidence and theory. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2534–2553.
- Long, John B., J. et Plosser, C. I. (1983). Real business cycles. *Journal of Political Economy*, 91(1), 39–69.
- Lucas, R. J. (1976). Econometric policy evaluation : A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1), 19–46.
- Matheron, J. (2006). Firm-specific labor and firm-specific capital : implications for the euro-data new phillips curve. *International Journal of Central Banking*, 2(4), 33–64.
- Mavroeidis, S. (2010). Monetary policy rules and macroeconomic stability : some new evidence. *The American Economic Review*, 100(1), 491–503.
- Orphanides, A. (2004). Monetary policy rules, macroeconomic stability, and inflation : A view from the trenches. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(2), 151–175.
- Orphanides, A. et Williams, J. C. (2006). Monetary policy with imperfect knowledge. *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3), 366–375.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861–19571. *economica*, 25(100), 283–299.
- Rabanal, P. et Rubio-Ramirez, J. (2005). Comparing new keynesian models of the business cycle : A bayesian approach. *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1151–1166.

- Ragan, James F., J. et Bratsberg, B. (2000). Un-cola : Why have cost-of-living clauses disappeared from union contracts and will they return ? *Southern Economic Journal*, 67(2), 304–324.
- Rogerson, R. (1988). Indivisible labor, lotteries and equilibrium. *Journal of monetary Economics*, 21(1), 3–16.
- Sims, E. (2013). *Growth or the Gap ? Which Measure of Economic Activity Should be Targeted in Interest Rate Rules ?* [document de travail], University of Notre Dame.
- Smets, F. et Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in us business cycles : A bayesian dsge approach. *American Economic Review*, 97(3), 586–606.
- Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *The Journal of Political Economy*, 1–23.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Taylor, J. B. (1999). A historical analysis of monetary policy rules. In *Monetary policy rules* 319–348. University of Chicago Press.
- US. Bureau of Economic Analysis (2015). [base de données]. Récupéré de <https://fred.stlouisfed.org/>
- US. Congressional Budget Office (2016). Real potential gross domestic product [gdppot]. Récupéré de <https://fred.stlouisfed.org/series/GDPPOT>
- Walsh, C. (2003). Speed limit policies : The output gap and optimal monetary policy. *American economic review*, 93(1), 265–278.
- Woodford, M. (2001). The taylor rule and optimal monetary policy. *The American Economic Review*, 91(2), 232–237.
- Woodford, M. et Walsh, C. E. (2005). *Interest and prices : Foundations of a theory of monetary policy*. Cambridge Univ Press.